



# Modelos macroeconómicos de la banca central

Centroamérica y República Dominicana

Luis Miguel Galindo Paliza | Juan Carlos Moreno-Brid  
Coordinadores





# **MODELOS MACROECONOMÉTRICOS DE LA BANCA CENTRAL. CENTROAMÉRICA Y REPÚBLICA DOMINICANA.**

**Luis Miguel Galindo Paliza  
Juan Carlos Moreno-Brid**

**Coordinadores**



Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)  
Departamento de Asuntos Económicos y Sociales (DAES), Naciones Unidas  
Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA)

Este libro fue elaborado por la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) bajo la coordinación de Luis Miguel Galindo Paliza y Juan Carlos Moreno-Brid. Forma parte del proyecto “Fortaleciendo las capacidades para el análisis de políticas macroeconómicas en Centroamérica y República Dominicana” [Development Account 04/05 S (ROA/62)], originado y financiado por el Departamento de Asuntos Económicos y Sociales (DAES) de la Organización de las Naciones Unidas, en colaboración con la CEPAL, la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA) y los bancos centrales de Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua y República Dominicana.

Ilustración: Juan Manuel Lugo  
Diseño de forros: GALERA

---

Copyright © Naciones Unidas y SECMCA, diciembre de 2008. Todos los derechos reservados.  
LC/MEX/G.14  
Av. Presidente Masaryk No. 29, Col. Chapultepec Morales, C.P. 11570, México, D.F.

---

Impreso en San José, Costa Rica.

Las opiniones expresadas en este libro son de exclusiva responsabilidad de los autores y pueden no coincidir con las de las organizaciones patrocinantes. La autorización para reproducir total o parcialmente esta obra debe solicitarse al Secretario de la Junta de Publicaciones, Sede de las Naciones Unidas, Nueva York, N. Y. 10017, Estados Unidos. Los Estados miembros y sus instituciones gubernamentales pueden reproducir esta obra sin autorización previa. Sólo se les solicita que mencionen la fuente e informen a las Naciones Unidas y a la SECMCA de tal reproducción.

## ÍNDICE

	<u>Página</u>
Prólogo.....	7
Introducción General	
<i>Luis Miguel Galindo, Juan Carlos Moreno-Brid, y Juan Carlos Rivas</i> .....	9
1. El modelo macroeconómico de proyección trimestral del Banco Central de Costa Rica	
<i>Evelyn Muñoz Salas</i> .....	16
2. Modelo macroeconómico de pequeña escala para El Salvador	
<i>Luis Adalberto Aquino Cardona y Carlos Sanabria</i> .....	44
3. Modelo macroeconómico de pronóstico del Banco de Guatemala	
<i>Carlos Eduardo Castillo Maldonado y Walter Herrera Medrano</i> .....	73
4. Modelo macroeconómico de pequeña escala para Honduras	
<i>Efraín Suárez y Carlos Ávila</i> .....	107
5. Modelo macroeconómico de proyección de corto plazo para Nicaragua	
<i>Oknan Bello Dinartes</i> .....	140
6. Un modelo macroeconómico de pequeña escala para la República Dominicana	
<i>Julio G. Andújar y Alexander Medina</i> .....	179
7. Transmisión de inflación entre los países miembros del Consejo Monetario Centroamericano	
<i>José Manuel Iraheta Bonilla, Carlos Manuel Blanco Odio y Miguel Ángel Medina Fonseca</i> .....	220
8. Un modelo macroeconómico Regional para Centroamérica y la República Dominicana	
<i>José Manuel Iraheta Bonilla, Carlos Manuel Blanco Odio y Miguel Ángel Medina Fonseca</i> .....	271
9. Inflación y crecimiento económico en Centroamérica, 1980-2007: Un enfoque econométrico	
<i>Juan Carlos Rivas Valdivia y Fernando Balbuena Campuzano</i> .....	294
Comentarios generales .....	345



## PRÓLOGO

Este libro es fruto de un prolongado y exitoso trabajo de cooperación técnica realizado entre 2004 y 2007 a través del proyecto “Fortaleciendo las capacidades para el análisis de políticas macroeconómicas en Centroamérica y República Dominicana” [Development Account 04/05 S (ROA/62)]. El proyecto fue originado y financiado por el Departamento de Asuntos Económicos y Sociales (DAES) de la Organización de las Naciones Unidas (ONU), en coordinación con la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), la Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano (SECMCA) y los bancos centrales de Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua y República Dominicana. La investigación forma parte del trabajo de la ONU en apoyo a la capacidad técnica de los países de la región en diseño y seguimiento de políticas macroeconómicas.

El proyecto incluyó elementos teóricos y, sobre todo, el conocimiento de los métodos para crear, estimar y usar modelos macroeconómicos. La mayoría de los principales productos del proyecto pueden ser consultados en la página web: [www3.cepal.org.mx/macroeconometrico/](http://www3.cepal.org.mx/macroeconometrico/); en la que se encuentran las presentaciones de los seminarios así como los documentos de investigación y de modelos económicos desarrollados por los participantes. Un lineamiento central de la capacitación fue que los propios funcionarios y técnicos de los bancos centrales participantes decidiesen las especificaciones de los modelos a construir, según las características y retos específicos de sus economías nacionales. Esto fue indispensable para asegurar que los modelos resultantes tendrían relevancia y utilidad para las metas de los bancos centrales, al apoyar así su propia experiencia en la materia.

Este libro reúne diversos modelos macroeconómicos contruidos y utilizados por los bancos centrales de la subregión en el curso de la ejecución de este proyecto. Ellos, ya sea la versión aquí presentada o alguna similar —sin contar las modificaciones recientes— han sido utilizados por dichas instituciones para fines de diseño, seguimiento y análisis macroeconómico en sus países respectivos. Se incluyen tres capítulos que presentan modelos macroeconómicos subregionales, elaborados por funcionarios de la CEPAL y de la SECMCA.

Los modelos presentan ciertas diferencias en las especificaciones funcionales de algunas variables clave o de los canales de transmisión de la política monetaria y fiscal al resto del sistema. Tales diferencias son resultantes de la diversidad de énfasis de los bancos centrales al valorar los canales de transmisión de la política monetaria, los marcos institucionales de su conducción, sus estructuras económicas y sus fines de política. Todas estas diferencias condicionan hasta cierto punto la práctica y las políticas de los bancos centrales y configuran su impacto en el resto de la economía.

Como verá el lector, en cada capítulo se hace un uso intenso de las técnicas modernas de series de tiempo para estimar y validar los modelos seleccionados, y mostrar la riqueza y potencia de los métodos de la macroeconomía moderna aplicada.

Los libros y publicaciones especializadas en análisis de modelos macroeconómicos de la banca central son prácticas regulares en los países que avanzan en la divulgación de los mecanismos operativos de la política monetaria. Esperamos que con este estudio se fortalezca la práctica de publicar textos en los que las propias instituciones expongan sus modelos para el diseño y ejecución de su política macroeconómica. La calidad y relevancia del material aquí presentado ponen de manifiesto la consolidación del uso de dichos modelos en la subregión. Puede afirmarse que el libro es una muestra del estado del arte en la construcción y uso de modelos macroeconómicos para los propósitos de la política monetaria en la región.

Ello contribuye también a ampliar la discusión académica acerca de los modelos econométricos, las formas en que la política monetaria afecta el desempeño económico y cómo hacer frente a los choques externos. La difusión de textos como el que ahora se presenta permitirá seguir apreciando el alto nivel técnico de los bancos centrales y la necesidad de continuar aportando recursos para potenciar su capacidad de investigación en este ámbito. Se espera que el libro contribuya tanto a la discusión de la política monetaria en los países involucrados como a consolidar el uso sistemático de modelos macroeconómicos.

El equipo de coordinación estuvo integrado de la siguiente forma: por parte de DAES-ONU: Ada Samuelsson, Oficial de Programas, Keiji Inoue, Oficial de Asuntos Económicos, y Rob Vos, Director, todos de la División de Análisis y Políticas para el Desarrollo. Por la CEPAL: Juan Carlos Moreno-Brid, Coordinador de Investigaciones y Juan Carlos Rivas Valdivia, Economista de la Unidad de Desarrollo Económico. Por parte de SECMCA: Alfredo Blanco, Secretario Ejecutivo, William Calvo, Subsecretario Ejecutivo, Miguel Chorro, Ex Secretario Ejecutivo y Manuel Iraheta, Economista. Los consultores principales fueron los señores Luis Miguel Galindo Paliza y Horacio Catalán, profesores de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México.

Merece una mención especial el trabajo de la señora Ada Samuelsson en la concepción general del proyecto para Centroamérica y la República Dominicana, para así extender la experiencia de DAES en un proyecto similar en otras regiones. También se destaca la colaboración de Horacio Catalán que aportó conocimientos invaluable con gran esmero y calidad en la capacitación técnica a los colegas de los diversos bancos centrales para el diseño y análisis de los modelos macroeconómicos aplicados, incluidos los que se presentan en este libro. Igualmente se reconoce la valiosa participación de Manuel Iraheta y de Juan Carlos Rivas Valdivia cuyo trabajo fue clave para la realización del proyecto y sin el que hubiera sido imposible materializarlo en este libro. Asimismo, se agradece la colaboración de Elideé Abreu, Ramón Cota, Pedro Cote y Yolanda Rivera.

## INTRODUCCIÓN GENERAL

El uso de modelos econométricos para el análisis de la política económica es una práctica común a nivel internacional y una herramienta indispensable para comprender, diseñar, dar seguimiento y evaluar estrategias de política económica al enfrentar los efectos adversos de los mercados internacionales. Su adecuada utilización requiere de conocimiento teórico y práctico que sólo puede y debe ser desarrollado por cada país, al considerar las características particulares de cada economía y marco institucional.

La modelación macroeconómica en Centroamérica y República Dominicana ha tenido importantes avances en años recientes. Esto ha sido resultado, por un lado, de los procesos de transparencia y rendición de cuentas que los bancos centrales implementan para aumentar la eficiencia de su política monetaria y financiera y, por el otro, de la necesidad de estimar y cuantificar lo mejor posible los efectos *ex post* de cambios en variables externas relevantes para las economías de la región, como el crecimiento de los Estados Unidos y los precios del petróleo y otras materias primas. Así se logran cuantificar los impactos en variables macroeconómicas domésticas en el marco de distintos escenarios posibles. En esta tarea se utilizan modelos de diferentes tipos, incluidos los estocásticos dinámicos de equilibrio general.

En este contexto, el proyecto *Fortaleciendo las Capacidades de Análisis de la Política Macroeconómica en Centroamérica y República Dominicana* contribuye con los esfuerzos de los bancos centrales de la región para perfeccionar sus modelos macroeconómicos, algunos de los que ya han sido utilizados como referentes importantes en la conducción de la política macroeconómica, en particular la monetaria.

La utilidad de los modelos macroeconómicos es evidente en la medida en que permiten sistematizar y sintetizar amplios conjuntos de información empírica para generar simulaciones y pronósticos más informados. Facilitan también la elaboración de marcos contables y analíticos consistentes de la información económica y de las interacciones entre las actividades comerciales, monetario-financieras, productivas y el contexto internacional, en términos nominales y reales, al distinguir actores y sectores relevantes para la oferta y la demanda agregadas.

Al respecto, se pretende que el presente libro sea una memoria escrita no exhaustiva de las diversas experiencias en construcción de modelos macroeconómicos de los bancos centrales de la región en el contexto del proyecto mencionado. Como todos los modelos aplicados, los trabajos reunidos son tareas en proceso, sujetas a modificación constante debido a los cambios económicos, a los nuevos objetivos de política monetaria o económica y al desarrollo mismo de las técnicas econométricas. No obstante, el libro es una oportunidad especial para presentar —de manera integral y comparativa— un conjunto de modelos que son o han sido utilizados recientemente por los bancos centrales de Centroamérica y República Dominicana. Casi todos los modelos incluidos ponen énfasis en los instrumentos y temas de la política monetaria.

La construcción y pronóstico de escenarios económicos son tareas complejas y, por definición, inciertas, ya que suponen una amplia diversidad de actividades de

recopilación, sistematización, estimación, verificación y análisis de vastos conjuntos estadísticos. Lejos de utilizarse de manera mecánica, los resultados surgidos siempre deben ser sometidos al buen juicio y a las consideraciones de los hacedores de política y de los expertos. Así pues, los trabajos aquí publicados no comprometen a las instituciones. En el libro sólo se pretende reunir muestras relevantes de las investigaciones realizadas, así como sistematizar y hacer más accesible el trabajo econométrico de los bancos centrales. En todo caso, es un reconocimiento a la importancia y utilidad de los modelos econométricos como herramientas para diseñar, instrumentar y evaluar políticas económicas.

Los objetivos, características, métodos y filosofías de los modelos, así como las formas y mecanismos de su uso en la toma de decisiones, presentan diferencias, pero tienen las siguientes características comunes: en primer lugar, todos los modelos incluidos son de pequeña escala, entre tres y ocho ecuaciones (véase el cuadro 1), lo que ayuda a identificar rápidamente la lógica interna del modelo y los canales de transmisión. En segundo, todos los modelos tienen coeficientes estimados por técnicas econométricas modernas —raíces unitarias, cointegración, mecanismo de corrección de errores o modelos de vectores autoregresivos—, y algunos también incluyen coeficientes calibrados. En tercer lugar, los modelos tienen clara orientación aplicada y buscan capturar los hechos estilizados, incluso a costa de perder parsimonia. En cuarto, estos modelos asumen postulados de la teoría económica vigente como base de sus especificaciones econométricas, al admitir que no existe un consenso universal acerca de las especificaciones particulares de las variables clave. Los modelos se apoyan en diversas hipótesis, por ejemplo, la curva de Phillips o la de salarios, la regla de Taylor o los efectos de traspaso del tipo de cambio a la inflación. En el conocido *trade off* entre teoría y práctica, los modelos presentan diversos niveles de consistencia.

Las simulaciones con los diversos modelos permiten identificar algunos hechos estilizados de los países, los cuales se sintetizan en el cuadro 2 y representan reacciones económicas de diversa intensidad al entorno externo, como shocks del producto de Estados Unidos, de la tasa de interés externa o de los precios del petróleo. Las respuestas de política monetaria a tales eventos no son necesariamente idénticas, ni tienen idéntico impacto en cada país. Punto especial en este tema es la existencia de distintos regímenes de política monetaria y cambiaria en la subregión.

De acuerdo con los resultados de los modelos, una reducción del producto de Estados Unidos se traduce, en general, en menor dinamismo económico en Centroamérica <sup>1</sup> y República Dominicana, aunque con intensidades diferentes, que probablemente reflejan distintos grados de integración económica con Estados Unidos y condiciones particulares. Un aumento de los precios del petróleo tiene también consecuencias negativas sobre el producto y además genera una mayor tasa de inflación en El Salvador, Guatemala, Nicaragua y República Dominicana. Estas reacciones son consistentes con las de otros países importadores de petróleo. En Costa Rica, una reducción de la inflación internacional generada por un aumento de la tasa de interés externa, se traduce en una contracción doméstica por una menor demanda externa. El impacto de una reducción de la tasa de interés externa tiene efectos mixtos. En

<sup>1</sup> El efecto no está modelado directamente en Nicaragua.

Guatemala origina en principio una apreciación cambiaria derivada de una ampliación en la brecha de las tasas de interés, pero en República Dominicana, curiosamente, ocasiona una depreciación y contradice a la teoría económica, mientras que su efecto sobre el producto de Nicaragua es casi nulo.

Cuadro 1

## MODELOS ECONÓMICOS

Modelo	Número de ecuaciones	Tipo de ecuaciones
Modelo Macroeconómico de proyección trimestral de Costa Rica	5 ecuaciones	Curva de Phillips Neokeynesiana, expectativas de inflación, curva IS, Regla de política monetaria de tasa de interés nominal y tipo de cambio nominal
Modelo macroeconómico de pequeña escala para El Salvador	Modelo mensual: 3 ecuaciones Modelo trimestral: 3 ecuaciones	Modelo mensual: precios, crédito bancario real y actividad económica Modelo trimestral: PIB, inflación y tasa de interés doméstica
Modelo Macroeconómico del Banco de Guatemala	38 ecuaciones, de las cuales 10 son de comportamiento	Demanda agregada, oferta agregada, tasa de interés nominal de corto plazo, tasa de interés nominal de largo plazo, tipo de cambio nominal, expectativas de inflación, expectativas de tipo de cambio e inflación.
Modelo Macroeconómico de pequeña escala para Honduras	6 ecuaciones	Consumo, inversión, exportaciones, importaciones, producto y precios
Modelo Macroeconómico de proyección de corto plazo para Nicaragua	9 ecuaciones	Función de producción, demanda de trabajo, consumo privado, inversión, exportaciones, importaciones, inflación, salarios y precios no transables
Un modelo macroeconómico de pequeña escala para la República Dominicana	4 ecuaciones	Curva IS, precios, tipo de cambio y regla de política monetaria
Transmisión de Inflación entre los Países Miembros del Consejo Monetario Centroamericano	Modelo VAR 3 ecuaciones	Análisis impulso-respuesta
Un Modelo Macroeconómico Regional para Centroamérica y la República Dominicana	6 ecuaciones	Consumo de los hogares, formación bruta de capital fijo, exportaciones, importaciones, precios y una ecuación del ingreso nacional disponible,
Un Modelo Macroeconómico Simultáneo Regional para Centroamérica	10 ecuaciones	Crecimiento económico e inflación

Existen otros impactos económicos relevantes, como el efecto traspaso del tipo de cambio a la tasa de inflación, una mayor estabilidad del canal de la tasa de interés, la persistencia del impacto del agregado monetario en la tasa de inflación en República Dominicana, el impacto positivo de una devaluación en el producto de

Honduras y la importancia de las remesas para El Salvador. Destaca el impacto del efecto traspaso en las expectativas de los agentes, sobre todo en Guatemala y Costa Rica.

Como lo han mostrado los trabajos de la CEPAL y SECMCA, los modelos econométricos regionales confirman que una contracción del producto de Estados Unidos aunada a un aumento del precio internacional del petróleo implican una caída del dinamismo económico de los países centroamericanos y República Dominicana, mientras que empujan un efecto persistente de traspaso del tipo de cambio a la tasa de inflación regional y de traslado de la tasa de inflación entre los mismos países a través principalmente, del comercio intrarregional. Es importante mencionar que los resultados de este estudio tienen especial relevancia en el contexto del proceso de integración comercial de la región.

Cuadro 2

RESULTADOS GENERALES DE LAS SIMULACIONES

País	Shock	Respuestas	
Costa Rica	↓ PIB de EU	↓ brecha de producto	↓ tasa de interés doméstica
	↑ tasa de interés externa	↓ brecha de producto	↓ inflación
	↑ tasa de interés doméstica	↓ brecha de producto	↓ inflación
El Salvador	↓ tasa activa	↑ PIB	
	↓ PIB de EU	↓ PIB	
	↑ precios de energía	↑ inflación	
Guatemala	↑ tasa de interés nominal	↑ tasa de interés real	↓ demanda agregada
	↑ tipo de cambio nominal	↑ expectativas de inflación	↑ tasa de interés nominal
	↓ PIB de EU	↓ exportaciones netas	↓ PIB
Honduras	↓ PIB de EU	↓ PIB	↓ inversión
	↑ tipo de cambio nominal	↑ PIB	↑ inflación
Nicaragua	↓ tasa interés internacional	Efecto nulo en el PIB	Efecto nulo en la inflación
	↑ precio del petróleo	↓ PIB	↓ exportaciones netas
	Fijación tipo de cambio nominal	↓ PIB	↓ inflación
República Dominicana	↑ efectivo en poder del público	↑ inflación	↑ PIB
	↓ PIB de EU	↓ PIB	Ligera alza inflación
	↑ precio del petróleo	↓ PIB	↑ tipo de cambio nominal
			↑ déficit comercial
			↑ tasa de interés nominal

Estos modelos y otros han sido utilizados por los bancos centrales de la región para: i) formular y revisar programas monetarios; ii) formular proyecciones macroeconómicas de corto y largo plazo; iii) simular posibles efectos de alteraciones de

variables externas en el crecimiento económico y la inflación; iv) intercambiar información sistematizada con organismos financieros como el FMI, el BID y el Banco Mundial, entre otros; v) elaborar pronósticos de variables indicativas utilizadas en la toma de decisiones de política monetaria; y vi) comparar resultados con los de otros modelos a fin de verificar robustez y consistencia.

## **La evolución económica reciente en Centroamérica y República Dominicana**

Para el lector no familiarizado con el desempeño económico reciente de Centroamérica y República Dominicana, en este apartado se incluye un breve ensayo<sup>2</sup> con una visión general de la trayectoria de las principales variables macroeconómicas en los últimos dos años.

En 2007 la actividad económica del Istmo Centroamericano<sup>3</sup> y República Dominicana se expandió 7,2%, cuatro décimas menos que en 2006, pero un punto y medio superior al promedio de América Latina y el Caribe. El aumento del Producto Interno Bruto (PIB) por habitante fue de 5,1%. Este desempeño es continuación del ciclo expansivo iniciado en 2004, caracterizado por una mejoría de la mayoría de los indicadores económicos y sociales, vinculada a la evolución de la economía estadounidense en el mismo período. Sin embargo, el deterioro reciente del contexto económico externo —en particular, la baja del ritmo de actividad y el alza de los precios del petróleo y de ciertas materias primas— ha repercutido de manera adversa en la evolución y perspectivas de la subregión en 2008. En este año se comprobó una desaceleración de la actividad económica en un contexto de presiones inflacionarias para la subregión.

En 2007 el crecimiento económico fue ligeramente menor que el del año anterior, aunque todavía alto para los patrones históricos de la subregión. El déficit de la cuenta corriente de la balanza de pagos se amplió de 4,5% a 6,5% del PIB. Esto es una señal de alerta, puesto que, bajo condiciones como ésta, las economías de la subregión se tornan más vulnerables a choques externos.

El resultado más preocupante es el alza de la inflación, que pasó de 6% en 2006 a 9,3% en 2007, y mantuvo el ritmo en 2008. Un deterioro de esta magnitud eleva el costo de vida, con mayor perjuicio para los estratos de menores ingresos, lo que presiona las disyuntivas de los bancos centrales. Buena parte de este aumento de la inflación ha provenido de factores externos, en especial del alza del precio del petróleo y de los alimentos, sin que los bancos centrales puedan influir en ellos.

---

<sup>2</sup> La mayor parte de esta sección toma datos y contenidos de los estudios “Istmo Centroamericano y República Dominicana: Evolución económica durante 2007 y perspectivas para 2008” e “Istmo centroamericano: crisis global, desafíos, oportunidades y nuevas estrategias”. Para una revisión detallada se sugiere su consulta.

<sup>3</sup> Los países que comprende la región denominada Istmo Centroamericano son Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Honduras, Nicaragua y Panamá.

En consecuencia, las opciones de política macroeconómica están muy limitadas ante una situación de presiones inflacionarias crecientes, mientras la actividad económica empieza a desacelerarse. El déficit fiscal subió de 0,7% del PIB en 2006 a 0,8% en 2007. Este leve deterioro no pone en peligro el proceso de consolidación fiscal reciente. El mercado laboral siguió reanimándose, lo que se reflejó en la reducción de la tasa de desempleo. La tendencia parece positiva y fuerte, ya que la reducción pasó de 7,6% en 2006 a 6,8% en 2007, según los datos de seis países.

En 2007 el dinamismo de las exportaciones fue mayor al de 2006 como resultado de un fuerte impulso a la demanda proveniente de Estados Unidos, el socio comercial más importante de la subregión. No obstante, las importaciones crecieron a tasas aún más altas, lo que ensanchó el déficit comercial externo. A esto hay que añadir que el crecimiento de las remesas familiares fue notablemente menor que el del año anterior, probablemente como reflejo del endurecimiento de la política migratoria y la crisis inmobiliaria y de la construcción en Estados Unidos, empleadores significativos de emigrantes de la subregión.

Otro factor negativo fue el deterioro de las condiciones de financiamiento externo, reflejado en el aumento de los *spreads* del índice EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index*). Si bien hubo mucha liquidez a escala global en los años recientes, los mínimos históricos de riesgo país alcanzados en junio de 2007 empezaron a invertir su tendencia desde entonces, y siguen ascendiendo, pese a la disminución de las tasas de interés en Estados Unidos.

La entrada de capitales fue estimulada en algunos casos por los elevados diferenciales de las tasas de interés y la escasa o decreciente volatilidad de los tipos de cambio. Esto convirtió a algunos países en destinos atractivos para el arbitraje internacional de tasas. Por otra parte, los flujos de Inversión Extranjera Directa (IED) neta fueron los más abundantes en una década (5,3% del PIB), en parte por las condiciones favorables del Tratado de Libre Comercio entre Centroamérica, República Dominicana y Estados Unidos (DR-CAFTA), lo que ayudó a ampliar la capacidad productiva de las economías. Otro elemento benéfico fue la transferencia neta de recursos (TNR) a la región, tradicionalmente positiva, equivalente a 2,7% del PIB en 2007. El deterioro de los términos de intercambio continuó con una caída de 1,1%, en gran parte por las mencionadas alzas de los precios internacionales del petróleo y los alimentos.

Conforme la inflación se aceleraba, sobre todo en el último trimestre de 2007 y en el primer semestre de 2008, las disyuntivas de la política monetaria se agudizaban. Ningún país tomó la decisión de combatir la inflación a toda costa, pero la política monetaria de casi todos se tornó más restrictiva. La prioridad de desincentivar la entrada de capitales de corto plazo mediante la reducción de las tasas de interés adoptada a principios de 2007, fue abandonada a comienzos de 2008 para modificar el curso.

A causa de la abundancia de divisas, los tipos de cambio real se apreciaron frente al dólar. Dado que la mayoría de las importaciones de estos países están denominadas en dólares, la apreciación de sus monedas mitigó las presiones inflacionarias. La política fiscal, con su énfasis en la disciplina y la consolidación,

disminuyó la presión sobre la demanda agregada, lo que redundó en un efecto ligeramente contracíclico.

El contexto internacional en 2008 ha sido menos propicio para el crecimiento económico. Estados Unidos tuvo un desempeño debajo de su potencial, y arrastró consigo a los países cuyas exportaciones están fuertemente a su economía, como los centroamericanos y República Dominicana. La economía de Estados Unidos ha caído en recesión, aunque ha aminorado las presiones inflacionarias. El actual escenario de ese país está cifrado por la urgencia de evitar una agudización generalizada de la crisis financiera y lograr contrarrestar las tendencias recesivas.

La liquidez global seguía siendo abundante en el primer semestre de 2008, pero en septiembre se restringió de golpe. De continuar esta tendencia, los países en desarrollo tendrían un financiamiento más oneroso en lo que resta de 2008 y en 2009, ya que los inversionistas preferirían activos menos riesgosos. Al parecer, las presiones inflacionarias manifestadas hacia fines de 2007 no seguirán con la misma intensidad en el corto plazo. De hecho, los precios del petróleo han descendido en 2008. Resta por ver que ocurrirá en el 2009 con ellos y con los precios de los alimentos y otras materias primas en los mercados internacionales. Es probable que las remesas familiares, pilar del consumo en el Istmo Centroamericano y República Dominicana en el período anterior, se desaceleren más en 2009. La demanda externa será más débil conforme se observe un menor dinamismo de la economía mundial.

Dado que el deterioro en curso de las condiciones externas todavía no ha tenido efectos profundos en las economías de la subregión, los resultados de 2008 seguirán siendo moderadamente positivos. Sin embargo, permanecen dos grandes riesgos. En primer lugar, un ajuste desordenado de los desequilibrios globales que se manifestaría en una pérdida abrupta y generalizada de valor del dólar estadounidense. En este caso, las condiciones empeorarían de manera notoria y acelerada que para corregirla necesitaría una respuesta macroeconómica coordinada a nivel mundial. En segundo lugar, un desaliento generalizado de las expectativas de inversión —sobre todo en sectores de exportación— ante la perspectiva de un prolongado estancamiento de Estados Unidos. Por el momento, el segundo riesgo parece más probable, pero sus efectos se sentirían con mayor fuerza a partir de 2009.

El contexto desfavorable de la economía internacional obedece a la conjunción de varios factores. La expansión de la economía estadounidense basada en un alto consumo ha llegado a su fin. A esto se añade una alta volatilidad del dólar y de los precios del petróleo y de los alimentos, factores acentuados en 2008.<sup>4</sup> Además, la situación de Estados Unidos ha contagiado a las bolsas de valores del mundo y el hecho de que se perdieran miles de millones de dólares en dichas bolsas apunta hacia un período de desaceleración fuerte de la economía mundial —y quizá de recesión— que puede durar más de un año, sin que hoy por hoy se conozcan plenamente los efectos finales.

---

<sup>4</sup> Al respecto, véase CEPAL (2008), *América Latina y el Caribe frente al nuevo escenario económico internacional* (LC/L.2908), Santiago de Chile y WESP 2009: <http://www.un.org/esa/policy/wess/wesp2009files/wesp2009pr.pdf>

## 1. EL MODELO MACROECONÓMICO DE PROYECCIÓN TRIMESTRAL DEL BANCO CENTRAL DE COSTA RICA

Evelyn Muñoz Salas <sup>5</sup>

### I. Introducción

De 1983 a octubre del 2006, el fundamento de la política monetaria del Banco Central de Costa Rica (BCCR) fue el control monetario de la balanza de pagos. En este esquema, el banco influye en mantener la estabilidad de precios mediante el control de los agregados monetarios. <sup>6</sup> Sin embargo, el control monetario y el control de la inflación a largo plazo se han perdido en la práctica porque la política monetaria se conjugó con un tipo de cambio fijo y una cuenta de capitales abierta. Esta política ha sido criticada por estar anclada a una sola variable nominal. <sup>7</sup>

En este contexto se diseñó la primera versión del Modelo Macroeconómico de Pequeña Escala (MMPE), cuyo propósito es describir el funcionamiento de la economía costarricense y la forma en que el BCCR ha aplicado su política monetaria de control de la inflación y mantenimiento del régimen cambiario, dados los instrumentos de que dispone. <sup>8</sup>

A partir del año 2005, el Banco Central adopta un proceso de transición para eventualmente migrar a un régimen monetario basado en metas de inflación. <sup>9</sup> Este esquema consiste en una estrategia cuyos elementos fundamentales son el anuncio público de metas cuantitativas para la tasa de inflación a mediano plazo y el reconocimiento explícito de que el principal objetivo de largo plazo es mantener niveles de inflación bajos y estables. Su éxito depende de su capacidad de anclar las expectativas de inflación a la meta establecida. Para ello es necesario recuperar la capacidad de hacer política monetaria para controlar la inflación y, por lo tanto, abandonar el tipo de cambio fijo.

---

<sup>5</sup> Documento de trabajo del Banco Central de Costa Rica, elaborado por el Departamento de Investigación Económica, Proyecto “Fortaleciendo las Capacidades de Análisis de la Política macroeconómica”, CEPAL, ONU-DESA y SECMCA, Coords. La autora agradece las contribuciones de Carlos Eduardo Torres Gutiérrez, Mario Rojas Sánchez y Bernal Laverde Molina, del Equipo de Modelación Macroeconómica del BCCR. Las ideas aquí expresadas son responsabilidad de la autora y no necesariamente representan la opinión del Banco Central de Costa Rica.

<sup>6</sup> Básicamente, emisión monetaria y otros agregados amplios.

<sup>7</sup> Esta combinación es conocida en la literatura como “trinidad imposible” porque, con una cuenta de capitales abierta, no es posible adoptar un tipo de cambio fijo efectivo y tener simultáneamente una política monetaria independiente cuyo único objetivo sea la estabilidad de precios (Obstfeld, Shambaugh y Taylor (2004), *The Trilemma in History: Trade off among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility*).

<sup>8</sup> León y otros (2004) *Modelo Macroeconómico de Pequeña Escala para Costa Rica*.

<sup>9</sup> El proyecto *Esquema de Meta Explícita de Inflación para Costa Rica* es parte del Plan Estratégico Maestro del Banco Central de Costa Rica, Junta Directiva, artículo 11 de la Sesión N° 5229-2005, 5 de enero, 2005.

Así, las autoridades han decidido que la migración a la flexibilidad cambiaria será gradual y creciente. La idea es avanzar hacia un esquema de metas de inflación en el que la variabilidad del tipo de cambio estará acotada, en sus primeras etapas, por una banda.<sup>10</sup>

Como parte de esta transición, se procedió a especificar un modelo macroeconómico para evaluar la coherencia de formulaciones alternativas de política y describir simultáneamente el funcionamiento de la economía. Este es el “Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral” (MMPT).<sup>11</sup> El presente documento es una versión actualizada y contiene las prácticas aceptadas por la banca central enfocada a lograr metas de inflación, con la particularidad de que la flexibilidad cambiaria no es absolutamente libre, sino que se mueve en una banda.<sup>12</sup>

A continuación se detallan las características más relevantes de esta nueva versión del MMPT:

- Adopta la concepción de la dinámica inflacionaria propuesta por la Nueva Síntesis Neokeynesiana, la cual postula que la inflación de corto plazo se debe al desequilibrio entre la producción real y su potencial y a las expectativas de inflación de los actores económicos.
- Describe el proceso de formación de expectativas inflacionarias de los agentes económicos *vis a vis* la meta de inflación del Banco Central, sus desvíos y la inflación importada como factores determinantes.
- Establece en forma explícita la decisión de la autoridad monetaria de que su instrumento principal es la tasa de interés, no los agregados monetarios. Para ello se sigue una regla de política prospectiva sencilla tipo Taylor.
- Incorpora la noción de estado estacionario, aquel en el que se podría crecer a tasas constantes y sin fricciones en el largo plazo. Por tanto, los tramos de corto plazo se conciben como desviaciones de los niveles de equilibrio deseables. Esta característica permite describir la trayectoria de convergencia económica hacia ese punto de equilibrio hipotético, lo cual imprime consistencia a la dinámica interna del modelo.

El MMPT, como se conceptualiza en este documento, fue utilizado para formular<sup>13</sup> y revisar el Programa Macroeconómico del Banco Central de Costa Rica 2007-2008.<sup>14</sup> En la sección II se describen las etapas de este proceso de modelación macroeconómica. La sección III contiene la formulación del Modelo Macroeconómico. En la IV se expone la solución de largo plazo. En la sección V se analizan los mecanismos de transmisión de las políticas monetaria y cambiaria. La

---

<sup>10</sup> Banco Central de Costa Rica. Informe de Inflación, Enero 2006 y Enero 2007

<sup>11</sup> Muñoz (2006) *La modelación macroeconómica en el Banco Central de Costa Rica en la transición del ancla cambiaria a metas de inflación*.

<sup>12</sup> La versión del año 2006 fue diseñada en un contexto de minidevaluaciones.

<sup>13</sup> Laverde y otros (2006) *Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral del Banco Central de Costa Rica: Aspectos Conceptuales y Proyecciones 2007-2008*.

<sup>14</sup> Laverde y otros (2007) *Proyecciones del Escenario Base MMPT para el proceso de Revisión del Programa Macroeconómico 2000-2008*.

sección VI muestra los resultados de la simulación de diferentes escenarios. La sección VII contiene las consideraciones finales. El documento no hace referencia explícita a los valores de los coeficientes de las ecuaciones, pero debe mencionarse que se contó con el apoyo del equipo de Modelación Macroeconómica del BCCR en el proceso de estimación, como se reconoce en el Anexo 1, que resume las pruebas econométricas aplicadas.

## II. ETAPAS DEL PROCESO DE MODELACIÓN DEL BANCO CENTRAL DE COSTA RICA

Los modelos macroeconómicos son instrumentos muy útiles para las autoridades monetarias. Son diseñados para organizar en forma estructurada y sistemática el marco de análisis de los mecanismos de transmisión de la política, considerando los rezagos de su actuación sobre las variables objetivo y la magnitud de su efecto a través de los canales de transmisión.<sup>15</sup>

El proceso de modelación en el BCCR inició a mediados de los años ochenta. Desde entonces se ha manifestado el interés por desarrollar herramientas que apoyen la toma de decisiones. Pero a partir del estudio de la experiencia de otros bancos centrales exitosos en el control de la inflación y del intercambio con expertos, la estrategia ha evolucionado hasta replantear todo el esquema. Es así como, a partir del 2002, se adopta la estrategia de un número importante de bancos centrales.<sup>16</sup> A grandes rasgos, ésta consiste en formular un modelo básico o de pequeña escala, complementado con auxiliares denominados “satélites”.<sup>17</sup> La función de los modelos satélite es validar las proyecciones del modelo básico, introducir datos para contrastarlas y describir en forma desagregada el comportamiento de sectores críticos.<sup>18</sup>

Con este marco de referencia se desarrolló el MMPE, bajo un esquema de objetivos duales: control de la inflación, defensa del régimen cambiario y minidevaluaciones, vigente desde los ochenta hasta octubre del 2006. Como hemos dicho, el MMPE se complementa con modelos “satélite”, entre ellos el Modelo de Sostenibilidad Fiscal,<sup>19</sup> que permite interacción entre las

---

<sup>15</sup> La aceptación generalizada de los modelos macroeconómicos de pequeña escala se explica en gran medida por su relativa sencillez. Centran la atención en variables consideradas críticas para la política macroeconómica, como inflación, crecimiento real y variables de política económica a disposición de las autoridades monetarias. Todo esto contribuye a que sus soluciones analíticas sean sencillas.

<sup>16</sup> Véase Black y otros (1997), *The forecasting and Policy System: the core model*, Haldane y Batini (1998) *Forward-looking rules for monetary policy*. García y Schmith-Hebbel (2000) *Modelos Macroeconómicos Dinámicos para Chile*.

<sup>17</sup> Por Ejemplo, los modelos autorregresivos de corto plazo, cuya capacidad de pronóstico es ampliamente reconocida, pero su capacidad de análisis es pobre porque no incorporan la reacción de las autoridades ante desvíos de los objetivos.

<sup>18</sup> El MMPE no incluye detalles de cada componente de la demanda agregada, sino que los realiza en el modelo satélite.

<sup>19</sup> Rojas y Sáenz (2003) *Posición Financiera Neta del Sector Público Global: Aspectos Metodológicos y Ejercicios de Simulación*.

necesidades de financiamiento del gobierno central y la determinación de la tasa de interés. Otros modelos satélite son los de proyección de la inflación.<sup>20</sup>

A partir del año 2005, como parte de la preparación de la plataforma del proceso de transición al nuevo régimen monetario, se inicia un replanteamiento de este modelo, que converge con el Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral, el cual se describe en este documento.

### III. ESTRUCTURA BÁSICA DEL MODELO MACROECONÓMICO

Esta nueva versión del modelo tiene el objetivo de servir como herramienta de análisis, indicando las acciones de política para un Banco Central cuyo objetivo único es la estabilidad de precios, para lo cual dispone básicamente de un instrumento, la tasa de interés nominal de corto plazo. La estructura del modelo presenta explícitamente su propia concepción del funcionamiento macro de la economía en un marco de análisis coherente, con lo cual está en capacidad de hacer proyecciones consistentes de mediano plazo. Reúne elementos indispensables para guiar a las autoridades en el proceso de transición a un régimen de meta de inflación explícita, con la ventaja de adaptarse fácilmente, una vez consolidado el esquema.

En vista de que la política monetaria actúa rezagada sobre su objetivo, las autoridades deben prever posibles riesgos en el horizonte razonable de política monetaria y actuar a tiempo. De ahí la importancia de incorporar explícitamente elementos prospectivos en la definición de las variables de política del banco. Introducir directamente en el modelo el elemento expectativas de inflación, incluyendo la descripción del proceso mediante el cual éstas se forman, permite análisis más certeros de la dinámica entre la política monetaria y las expectativas de los actores económicos.

#### 1. La curva de Phillips

La primera ecuación del modelo corresponde a una curva de Phillips Neokeynesiana con elementos prospectivos, también denominada Curva de Oferta Agregada de corto plazo de la economía.<sup>21</sup> Esta formulación establece que en el corto plazo la tasa de inflación ( $\pi$ ) se determina por las expectativas de inflación del público ( $E_t(\pi)$ ) y la brecha del producto real respecto del producto potencial de la economía ( $y^b$ ), como indicadores de presiones de demanda:

$$(1) \quad \pi_t = \alpha_1 E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_2 y_t^b$$

Donde,  $\alpha_1$  y  $\alpha_2 > 0$ .

<sup>20</sup> Entre otros modelos, ARMA, VAR lineal de Mecanismos de transmisión de la política monetaria, VAR no lineal de precios del Petróleo, Modelo de Deuda Pública y Modelo de Pass Trough. Hoffmaister y otros (2001) *Combinación de las proyecciones de Inflación*.

<sup>21</sup> Un análisis del debate sobre el tema en Torres (2003) *La Curva de Phillips Neokeynesiana*.

El parámetro  $\alpha_2$  corresponde a la pendiente de corto plazo de la curva de Phillips y representa el grado en que la inflación responde a desvíos de corto plazo entre la producción real y su nivel potencial. De esta forma captura las rigideces de la formación de precios en el corto plazo, información indispensable para que la política monetaria ejerza efecto real en el corto plazo. Estas rigideces tienden a desaparecer en el largo plazo, lo cual conduce a la conclusión de que entonces no será posible estimular el crecimiento económico más allá de su nivel potencial con una política monetaria expansiva, y que todo intento por hacerlo sólo se traducirá en mayor inflación. Esta relación da como resultado una curva de Phillips vertical en el largo plazo.<sup>22</sup> Sidrauski (1967) y McCallum (1990) han formalizado esta noción con el término “superneutralidad” del dinero.

Esta condición, denominada homogeneidad dinámica en econometría, se presenta cuando el coeficiente asociado a las expectativas de inflación es 1 (uno) o muy cercano a 1. Busca garantizar que la solución de equilibrio de largo plazo de un modelo dinámico no dependa de la tasa de crecimiento de sus variables. Es deseable que esta condición respaldada por la teoría económica se cumpla; sin embargo, en la práctica econométrica es común encontrar casos en los que se impone, aunque para algunos casos particulares es innecesaria tal imposición, como en los modelos con variables determinísticas cointegradas (Botas y Márquez, 2002).

## 2. Expectativas de inflación

Las expectativas de inflación  $(E_t(\pi_{t+1}))$  son un importante canal de transmisión de la política monetaria<sup>23</sup> y, en tanto determinantes de la inflación observada en modelos de corto plazo, funcionan como ancla nominal de los precios. Existe amplio consenso sobre la relevancia de este canal para el éxito de programas antiinflacionarios y la implementación de regímenes de metas de inflación, tanto por su incidencia en la tasa de interés real, como en la trayectoria de los salarios nominales y los precios de cada período (Rosende, 2002).

Un modelo de formación de expectativas de inflación dentro del proceso de modelación macroeconómica torna innecesarios los supuestos de previsión perfecta y de expectativas adaptativas, que en este caso pueden considerarse restrictivos, pues tienen el riesgo de sobreestimar la confianza de los agentes económicos en las autoridades. Un modelo de formación de expectativas, por el contrario, permite analizar la dinámica hacia la credibilidad del público en las decisiones del banco central.

Este aspecto cobra mayor importancia cuando el banco promueve un proceso de desinflación, mientras transita hacia un régimen monetario, en el que la comunicación con el público, la transparencia de la política monetaria y la credibilidad son elementos fundamentales. De hecho, la velocidad con que se pueda pasar de inflaciones altas o moderadas a inflaciones bajas

<sup>22</sup> Esta propiedad es una forma de incorporar en la Curva de Phillips la idea monetarista de que, en el largo plazo, la inflación es un fenómeno monetario.

<sup>23</sup> Mies y otros (2002), *Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: nuevos elementos para una vieja discusión* analiza la importancia de este canal y su interrelación con los canales tradicionales de transmisión monetaria.

depende de qué tan rápido se adapten las expectativas de inflación al nuevo régimen. Es claro que el solo anuncio de un compromiso con la meta de inflación no generará total credibilidad de manera inmediata (King, 1996).

Las expectativas de inflación dependen de variables como la inflación importada ( $\pi_{t-1}^{*c}$ ), la meta de inflación anunciada por el Banco Central ( $\pi_{t+1}^{M_t}$ ) y la desviación de la inflación observada respecto de la meta anunciada. La dinámica de esta variable se describe a través del proceso de formación de expectativas,<sup>24</sup> representado por la ecuación (2):<sup>25</sup>

$$(2) \quad E_t(\pi_t) = \beta_1 \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_2 \pi_t^{*c} + \beta_3 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}})$$

Donde,  $\beta_1, \beta_2$  y  $\beta_3 > 0$

Se puede mostrar que en estado estacionario, bajo el supuesto de credibilidad en la capacidad del Banco Central para cumplir la meta de inflación anunciada, esta última se constituye efectivamente en el ancla de las expectativas inflacionarias.

$$\begin{aligned} E_t(\pi_{t+1}) &= \beta_1 \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_2 \left( \pi_t^* + \dot{e}_t \right) + \beta_3 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}}) \\ E_t(\pi_{t+1}) &= \beta_1 \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_2 (\pi_t^* + (\pi_{t+1}^{M_t} - \pi_{t+1}^*)) + \beta_3 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}}) \\ E_t(\pi_{t+1}) &= \beta_1 \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_2 \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_2 (\pi_t^* - \pi_{t+1}^*) + \beta_3 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}}) \\ E_t(\pi_{t+1}) &= (\beta_1 + \beta_2) \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_2 (\pi_t^* - \pi_{t+1}^*) + \beta_3 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}}) \end{aligned}$$

*Bajo el supuesto de estabilidad internacional :*

$$\begin{aligned} E_t(\pi_{t+1}) &= (\beta_1 + \beta_2) \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_3 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}}) \\ E_t(\pi_{t+1}) &= (\beta_1 + \beta_2) \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_3 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}}) \end{aligned}$$

*Bajo credibilidad en el banco central :*

$$E_t(\pi_{t+1}) = \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_3 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}})$$

*El banco central es capaz de cumplir su meta de inflación*

$$E_t(\pi_{t+1}) \cong \pi_{t+1}^{M_t}$$

<sup>24</sup> Debido a la dificultad de contar en la práctica con una serie apropiada de expectativas de inflación, algunos bancos centrales usan instrumentos en la especificación de la curva de Phillips, empleando variables como variación cambiaria, inflación internacional, meta de inflación y valores rezagados de la variable dependiente. El uso de valores rezagados de la inflación es cuestionado por introducir un elemento inercial al comportamiento de la inflación, lo cual hace más lento el proceso de desinflación.

<sup>25</sup> Este modelo es desarrollado en Muñoz y Torres (2006) *Un modelo de formación de expectativas de inflación para Costa Rica*.

### 3. La curva IS

Dado el enfoque dicotómico (real-monetario) de la economía, es usual que en el sector real se omita el efecto de la inflación y se trabaje con una Curva IS que relaciona el nivel de la demanda agregada con el nivel de las tasas de interés nominales. No obstante, si se toma en cuenta que lo determinante en las decisiones de consumo e inversión es la tasa de interés real, no la nominal, entonces la curva IS muestra la relación entre la demanda real ( $y$ ) y la tasa de interés real ( $r$ ), lo que significa que la política monetaria afecta el nivel de gasto y de producto real a través del efecto de la tasa de interés real y de las expectativas de inflación  $r_t = R_t - E_t(\pi_{t+1})$ .

En el caso de una economía abierta, la demanda no depende solo de la tasa de interés real interna, sino del precio relativo entre la producción doméstica y la del resto del mundo. La economía tiene entonces una demanda interna y una demanda externa, por lo que movimientos en el tipo de cambio real ( $q$ ) provocan presiones adicionales sobre la demanda agregada.

$$(3) \quad y_t = \delta_1 r_{t-1} + \delta_2 q_{t-1}$$

Donde  $\delta_1 < 0$  y  $\delta_2 > 0$ .

Similarmente, la demanda agregada responde a movimientos en otras variables como los términos de intercambio ( $ti$ ), la producción de los principales socios comerciales ( $y^*$ ) como un indicador de demanda externa y tasa de interés real internacional ( $r^*$ ). En el caso de la economía costarricense se introduce un elemento adicional ( $fis$ ), puesto que interesa capturar el efecto de la política fiscal.

$$(4) \quad y_t = \delta_1 r_{t-1} + \delta_2 q_{t-1} + \delta_3 ti_{t-1} + \delta_4 y_{t-1}^* + \delta_5 r_{t-1}^* + \delta_6 fis_{t-1}$$

Donde,  $\delta_3, \delta_4 > 0$  y  $\delta_5, \delta_6 < 0$

Es claro que desde el punto de vista de la formulación de política con objetivo inflacionario, lo relevante, además del efecto de las expectativas de inflación, no es la trayectoria del producto en sí misma, sino sus desviaciones en cada momento respecto del nivel considerado como equilibrio en el largo plazo, es decir, la brecha del producto ( $y^b = y - y^{pot}$ ).<sup>26</sup> Rescribiendo la ecuación (4) en términos de brechas se tiene:

$$(5) \quad y_t^b = \delta_1 r_{t-1}^b + \delta_2 q_{t-1}^b + \delta_3 ti_{t-1}^b + \delta_4 y_{t-1}^{*b} + \delta_5 r_{t-1}^{*b} + \delta_6 fis_{t-1}$$

<sup>26</sup> La noción de brecha implica los niveles de equilibrio que las producen y su dinámica. Es deseable que el producto potencial ( $y^{pot}$ ) sea calculado mediante una función de producción. En su ausencia, la práctica internacional apunta al uso de filtros estadísticos que descomponen la serie en sus partes no observadas: tendencia y ciclo.

Sin embargo, para efectos operativos, si en el proceso de proyección se supone que el producto potencial crece a una tasa constante, el comportamiento de la brecha será básicamente el del producto real (Haldane y Batini, 1999).<sup>27</sup>

Esto permite modificar la ecuación (5), de tal manera que corresponda a una versión moderna de la IS (Rosende, 2002) de la siguiente forma:<sup>28</sup>

$$(6) \quad y_t = y_t^{pot} + \delta_1 r_{t-1}^b + \delta_2 q_{t-1}^b + \delta_3 t_{t-1}^b + \delta_4 y_{t-1}^{*b} + \delta_5 r_{t-1}^{*b} + \delta_6 fis_{t-1}$$

En donde las variables explicativas son expresadas como desviaciones respecto de sus valores de equilibrio de largo plazo.

#### 4. La regla de política para la tasa de interés nominal

Durante los últimos años se ha generado cierto grado de conciencia entre los bancos centrales en torno a la conveniencia de implementar reglas de política monetaria<sup>29</sup> sencillas sobre una tasa de interés determinada. (Rosende, 2002). En una política de meta de inflación, la regla debe incluir elementos prospectivos, es decir, que el Banco Central actúe en el momento  $t$  para evitar que se materialicen las presiones inflacionarias o deflacionarias que se espera se manifiesten en  $t+s$  donde  $s=1, 2, \dots$ . Así, considerando el rezago del efecto de la política monetaria, las autoridades deberán decidir hoy cuáles serán sus acciones para alcanzar o mantener determinado nivel de inflación en un horizonte determinado. La regla de política monetaria del modelo macroeconómico de Costa Rica consiste en una regla tipo Taylor (1993) para determinar la tasa de interés nominal de corto plazo ( $R$ ) con elementos prospectivos.<sup>30</sup>

De acuerdo con esta ecuación, un banco central que tenga como principal objetivo (no único) una inflación baja y estable, puede también estar interesado en tener la facultad de llevar a cabo una política monetaria contracíclica, adaptándose a choques reales o financieros que desvíen el producto de su potencial. En tal caso, el banco decidirá los cambios de nivel de su tasa de interés nominal en respuesta a desviaciones observadas entre la inflación proyectada ( $\hat{\pi}$ ) y la inflación

<sup>27</sup> Este es un procedimiento seguido por algunos bancos centrales. García y Schmith-Hebbel (2002) *op.cit.* y Aysoy y Kipici (2003) "A quarterly Macroeconometric Model of the Turkish Economy" Turkish Republic Central Bank.

<sup>28</sup> Pasando al lado derecho de la ecuación el término de producto potencial y restringir que su coeficiente sea igual a 1.

<sup>29</sup> Siguiendo a Taylor (1998), es posible definir una regla de política como una expresión que describe la forma en que un Banco Central ajusta sus instrumentos de política como respuesta a cambios en los niveles de su(s) variable(s) meta.

<sup>30</sup> Esta ecuación incorpora elementos prospectivos a la política monetaria a través de las expectativas de inflación y de la desviación de la meta respecto de la proyección de inflación del Banco Central. La introducción de elementos prospectivos en una regla de política se encuentra en línea con los desarrollos propuestos por Clarida, Galí y Gertler (1999) *The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective* y (2001) *Optimal monetary policy in open versus closed economies: an integrated approach*.

meta ( $\pi^M$ ) y en el crecimiento real respecto del nivel potencial de la economía, es decir, la brecha en el producto ( $y^b = y - y^{pot}$ ).

$$(7) \quad R_t = r_0 + E_t(\pi_{t+1}) + \phi_1 \left( \hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^{M_t} \right) + \phi_2 (y_t - y_t^{pot})$$

Donde,  $\phi_1$ , y  $\phi_2 > 0$ . La ponderación de cada objetivo en la ecuación anterior depende de cuál es más importante para las autoridades y de la gradualidad para alcanzar cada uno de ellos.<sup>31</sup>

Los elementos prospectivos de esta especificación implican considerar los rezagos en el efecto de la política monetaria sobre la inflación y facilitan a las autoridades dar seguimiento a la efectividad de su política sobre su variable objetivo, apoyándola para efectuar sobre la marcha los ajustes necesarios. En una política de desinflación, es de esperar que la mayor ponderación se asigne al objetivo precios, o que éste sea el objetivo único, y que una vez alcanzado un nivel de inflación determinado, se redefinan las ponderaciones de ambos objetivos. Esta regla de política establece que, en el largo plazo, una vez que la economía ha alcanzado el nivel de inflación deseado, que el crecimiento real se ubique en su nivel potencial y que las expectativas de inflación de los agentes se hayan estabilizado, convergiendo con la meta de inflación, entonces la tasa de interés real necesariamente convergerá con el nivel de la tasa real neutral de la economía ( $r_o$ ).<sup>32</sup>

## 5. Supuesto de variación del tipo de cambio nominal

En el proceso de transición hacia un régimen de mayor flexibilidad cambiaria y ante la dificultad de modelar el comportamiento del tipo de cambio nominal en el corto plazo, el MMPT supone que éste tiende a evolucionar con la Paridad de Poder de Compra y que dicha paridad está contenida en la banda cambiaria.

De esta forma se procura mantener coherencia entre la definición del instrumento y el objetivo de inflación del Banco Central, lo que se explicita en la siguiente ecuación:

$$(8) \quad \dot{e}_{t+1} = \left( \pi_{t+1}^{M_t} - \hat{\pi}_{t+1}^* \right)$$

De lo anterior es posible formular la ecuación de la tasa de variación del tipo de cambio real como:

<sup>31</sup> En rigor, la ponderación es definida por el Banco Central en su función de pérdida, y los parámetros ( $\phi_1, \phi_2$ ) deberían resultar del álgebra al minimizar dicha función de pérdida, sujeta a las restricciones de la curva de Phillips y la curva IS.

<sup>32</sup> Congruente con esta formulación, y partiendo de la ecuación de Fisher (1930) la tasa de interés real se define como:  $r_t = R_t - E_t(\pi_{t+1})$

$$(9) \quad \dot{q}_t = \dot{e}_t + \pi_t^* - \pi_t$$

Se reconoce que conforme aumente el grado de flexibilidad cambiaria, será necesario precisar la interacción entre tasa de interés y variación del tipo de cambio, evaluando la hipótesis de paridad descubierta de tasas de interés o algún otro mecanismo del modelo.

#### IV. SOLUCIÓN DE ESTADO ESTACIONARIO

Solución de estado estacionario es el punto en el que la economía alcanza su equilibrio de largo plazo, donde en ausencia de perturbaciones, todas las variables crecen a una tasa constante. Desde el punto de vista de la modelación macroeconómica, la identificación de una solución de estado estacionario provee una guía para el análisis de consistencia de escenarios de política. Básicamente interesa saber si determinada acción de política conduce hacia el equilibrio dinámico de largo plazo o si, por el contrario, induce un comportamiento explosivo (o divergente) que desvíe la tendencia al equilibrio de largo plazo.

El objetivo de esta sección es identificar la solución de estado estacionario del modelo, bajo el supuesto de que la política fiscal no atenta contra el objetivo de la política monetaria. Las ecuaciones básicas para el desarrollo de la solución analítica del modelo, son las siguientes:<sup>33</sup>

$$(10) \quad \pi_t = \alpha_1 E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_2 y_t^b$$

$$(11) \quad E_t(\pi_{t+1}) = \beta_1 \pi_{t+1}^{M_t} + \beta_2 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}}) + \beta_3 (\pi_t^* + \dot{e}_t)$$

$$(12) \quad y_t^b = \gamma_1 (r_{t-1} - r_0) + \gamma_2 \dot{q}_{t-1} + \gamma_3 X_{t-1}^{*b}$$

$$(13) \quad R_t^{Pol} = r_0 + E_t(\pi_{t+1}) + \left( \hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^{M_t} \right)$$

$$(14) \quad r_t = r_0 + \left( \hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^{M_t} \right)$$

$$(15) \quad \dot{q}_t = \dot{e}_t + (\pi_t^* - \pi_t)$$

---

<sup>33</sup> Por facilidad en el uso de subíndices, resulta conveniente utilizar t para relaciones contemporáneas, t+1 para elementos prospectivos y t-1 para efectos rezagados, aunque en la estimación econométrica se indagará la estructura (t+h) de rezagos de cada variable.

Donde  $X_t^{*b}$  en la ecuación (12) denota las brechas en el resto de variables que interactúan para determinar la brecha de la producción interna. Cada una de ellas exhibe su propia dinámica de ajuste hacia el equilibrio. Sin embargo, para el desarrollo algebraico que sigue se supondrá que el ajuste es instantáneo y que no se presentan perturbaciones que desvíen este patrón, es decir,  $X_t^{*b} = 0$ . Se supone también que la variación cambiaria está en función del diferencial entre la meta de inflación y la inflación internacional proyectada para el mismo horizonte, y que este valor se encuentra en la banda cambiaria.

$$(16) \quad \dot{e}_t = \pi_{t+1}^M - \hat{\pi}_{t+1}^*$$

Partiendo de que, en estado estacionario, la inflación es constante, lo que procede es identificar el nivel de convergencia de la inflación en el largo plazo.<sup>34</sup> La condición de homogeneidad dinámica se cumple cuando el coeficiente  $\alpha_1 = 1$ , en la ecuación (10), característica que efectivamente se demuestra en el caso costarricense,<sup>35</sup> por tanto, la Curva de Phillips se puede reescribir de la siguiente forma:

$$(17) \quad \pi_t = E(\pi_{t+1}) + \alpha y_t^b$$

De acuerdo con esta especificación, la inflación puede describirse como una combinación lineal de las expectativas inflacionarias y la brecha del producto. Ahora bien, para identificar el valor de convergencia de la inflación en el largo plazo, deben evaluarse las propiedades de las variables que la determinan, como lo expresa la Curva de Phillips Neokeynesiana en la ecuación anterior.

Según la noción Neokeynesiana de la curva de Phillips, el primer elemento determinante del proceso inflacionario en el corto plazo es precisamente el de las expectativas de inflación. Partiendo de la ecuación (11) y desarrollando el término referente a la inflación importada en moneda nacional, se tiene:

$$(18) \quad E(\pi_{t+1}) = \beta_1 \pi_{t+1}^M + \beta_2 (\pi_t - \pi_t^{M_{t-1}}) + \beta_3 \left( \pi_t^* + \pi_{t+1}^M - \hat{\pi}_{t+1}^* \right)$$

Dado que, por definición, en estado estacionario las variables crecen siempre a tasa constante, su valor de largo plazo no depende de un momento  $t$  determinado. Por tanto, se pueden omitir los subíndices de las ecuaciones.

$$(19) \quad E(\pi) = \beta_1 \pi^M + \beta_2 (\pi - \pi^M) + \beta_3 (\pi^* + \pi^M - \pi^*)$$

<sup>34</sup> La Curva de Phillips presenta homogeneidad dinámica.

<sup>35</sup> La prueba de restricción de coeficientes de Wald no rechaza la hipótesis de que tal coeficiente es unitario en el modelo de Curva de Phillips estimado en Torres (2003) *op.cit.*

Simplificando y agrupando términos, se tiene que:

$$(20) \quad E(\pi) = \beta_1 \pi^M + \beta_2 (\pi - \pi^M) + \beta_3 \pi^M$$

Empíricamente se comprobó que para el caso de Costa Rica no es posible rechazar la hipótesis de que  $\beta_1 + \beta_3 = 1$ .<sup>36</sup> Por tanto, se tiene que:

$$(21) \quad \Rightarrow E(\pi) = \pi^M + \beta_2 (\pi - \pi^M)$$

Es decir, el primer factor determinante de la inflación es una combinación lineal de la meta de inflación del Banco Central y un factor de “castigo” por los desaciertos de política monetaria en el pasado reciente.

El segundo factor que explica la gestación del proceso inflacionario en el corto plazo es la brecha entre la producción observada y la producción potencial.

$$(22) \quad y_t^b = \delta_1 (r_{t-1} - r_0) + \delta_2 \dot{q}_{t-1}$$

Sustituyendo las definiciones de tasa de interés real (ecuación 14) y de variación del tipo de cambio real (ecuación 15), se tiene que:

$$(23) \quad y_t^b = \delta_1 \left( r_0 + \left( \hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^M \right) - r_0 \right) + \delta_2 \left( \pi_{t-1}^* + e_{t-1} - \pi_{t-1} \right)$$

$$(24) \quad y_t^b = \delta_1 \left( r_0 + \left( \hat{\pi}_{t+1} - \pi_{t+1}^M \right) - r_0 \right) + \delta_2 \left( \pi_{t-1}^* + \left( \pi_{t+1}^M - \hat{\pi}_{t+1} \right)_{t-1} - \pi_{t-1} \right)$$

De nuevo, se omiten los subíndices que se refieren a relaciones temporales. De modo que, en estado estacionario, la brecha de la producción se determina de la siguiente forma:

$$(25) \quad y^b = \delta_1 (r_0 + \pi - \pi^M - r_0) + \delta_2 (\pi^* + \pi^M - \pi^* - \pi)$$

$$(26) \quad y^b = \delta_1 (\pi - \pi^M) - \delta_2 (\pi - \pi^M)$$

Entonces:

$$(27) \quad \Rightarrow y^b = (\delta_1 - \delta_2) (\pi - \pi^M)$$

---

<sup>36</sup> Véase Muñoz y Torres (2006) *op. cit.*

En estado estacionario, la brecha del producto es cero, pues la demanda agregada crece a la tasa del producto potencial. Por tanto, la inflación observada es perfectamente anticipada por los agentes económicos e igual a la meta del Banco Central.

Para identificar los valores de equilibrio en el estado estacionario de las variables que determinan el comportamiento de la brecha  $\left( r, \dot{q} \right)$  según la ecuación (22), se recurre a los siguientes supuestos:

El instrumento del Banco Central es la tasa de interés nominal  $\left( R^{pol} \right)$ . Aumentos (o disminuciones) en esta tasa inducen una tasa de interés real (en el corto plazo) que reduce las presiones inflacionarias (o deflacionarias). Para representarla se sigue una regla tipo Taylor: <sup>37</sup>

$$(28) \quad R^{pol} = r_0 + E(\pi) + \left( \hat{\pi} - \pi^M \right) \Leftrightarrow R^{pol} - E(\pi) = r_0 + \left( \hat{\pi} - \pi^M \right)$$

$$(29) \quad r = r_0 + \left( \hat{\pi} - \pi^M \right)$$

Es claro que la tasa de interés real sólo converge en su nivel neutral de largo plazo si la inflación es igual a la meta. En el modelo, la política monetaria, mediante la regla de política, se encarga de que la tasa (constante) a la cual tienda la inflación en el largo plazo sea igual a la meta.

Otro supuesto es que en el largo plazo se cumple la versión relativa de la paridad del poder de compra y, por tanto, el tipo de cambio real es constante  $\left( \dot{q} = 0 \right)$ . En este modelo la tasa de variación del tipo de cambio nominal está dada por la diferencia entre la meta de inflación y la inflación internacional. Por tanto, la variación del tipo de cambio real es:

$$(30) \quad \dot{q} = e - (\pi - \pi^*) = \pi^M - \pi = 0$$

De lo cual se deriva que la inflación a la que tiende la economía es la inflación meta del Banco Central.

Resumiendo, las principales condiciones que el modelo espera que se cumplan en el largo plazo son las siguientes:

$$(31) \quad \pi = E(\pi)$$

---

<sup>37</sup> La forma genérica de las reglas tipo Taylor es:  $R = r_0 + E(\pi) + \phi_1 \left( \hat{\pi} - \pi^M \right) + \phi_2 \left( y - y^{pot} \right)$ .

Para efectos de esta demostración se supone que  $\phi_1 = 1$ ,  $\phi_2 = 0$

$$(32) \quad E(\pi) = \pi^M$$

$$(33) \quad \pi = \pi^M$$

La meta de inflación es una decisión del Banco Central en cierto grado arbitraria. Un supuesto razonable es que una economía pequeña y abierta aspire a alcanzar y mantener niveles de inflación similares al promedio internacional ( $\pi^M \approx \pi^*$ ).

$$(34) \quad \pi^M = \pi^*$$

## V. MECANISMOS DE TRANSMISIÓN DE LA POLÍTICA

La literatura hace referencia a por lo menos cinco canales de transmisión de la política monetaria: la tasa de interés, los activos, el tipo de cambio, el crédito y las expectativas de los agentes (Mies, 2002). El Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral (MMPT) no considera en forma explícita a todos ellos.

El punto de partida es que el Banco Central, cuyo único objetivo es la estabilidad de precios, establece su meta de inflación. Para alcanzarla cuenta con la tasa de interés de corto plazo y con los parámetros del rango deseable del tipo de cambio nominal del Colón respecto al dólar estadounidense para mantener consistencia con la meta de inflación.<sup>38</sup>

El proceso inicia con el anuncio del banco sobre su meta de inflación para un horizonte determinado.<sup>39</sup> Una vez establecido el objetivo de precios y partiendo de las proyecciones pasivas disponibles sobre la inflación interna e internacional, el banco establece su política monetaria.<sup>40</sup>

En este punto, el banco debe informar al público su estrategia, buscando así disminuir la incertidumbre de los agentes y fomentar la mayor credibilidad, la cual, transcurrido un tiempo, conducirá a que las expectativas de inflación de los agentes converjan con la meta de inflación.

---

<sup>38</sup> La capacidad de esta herramienta es la evaluación de escenarios en los que se asegura la coherencia entre la política monetaria y la política cambiaria, y muestra la respuesta de la inflación y otras variables para un horizonte que va del plazo inmediato al largo plazo.

<sup>39</sup> La recomendación de una estrategia de desinflación gradual realista en el horizonte definido, se basa en que tal objetivo permite que las expectativas de inflación se vayan alineando con la meta, conforme la política del Banco Central gana credibilidad. Además, que el componente inercial desaparezca paulatinamente, pues al inicio de un proceso de desinflación es de esperar la existencia de contratos indexados a la inflación pasada. Por otra parte, es claro que, mientras más alejadas las expectativas de la meta de inflación de los agentes, más agresiva debe ser la política monetaria.

<sup>40</sup> Las proyecciones pasivas de inflación interna provienen de la Combinación de Pronósticos de Inflación.

La figura 1 ilustra la operación de los mecanismos de transmisión de la política considerados en el modelo: la tasa de interés, el tipo de cambio y las expectativas de los agentes económicos.

El mecanismo de la tasa de interés opera básicamente a través de las modificaciones transmitidas posteriormente a la demanda agregada como respuesta a los ajustes de la tasa de interés del Banco Central.

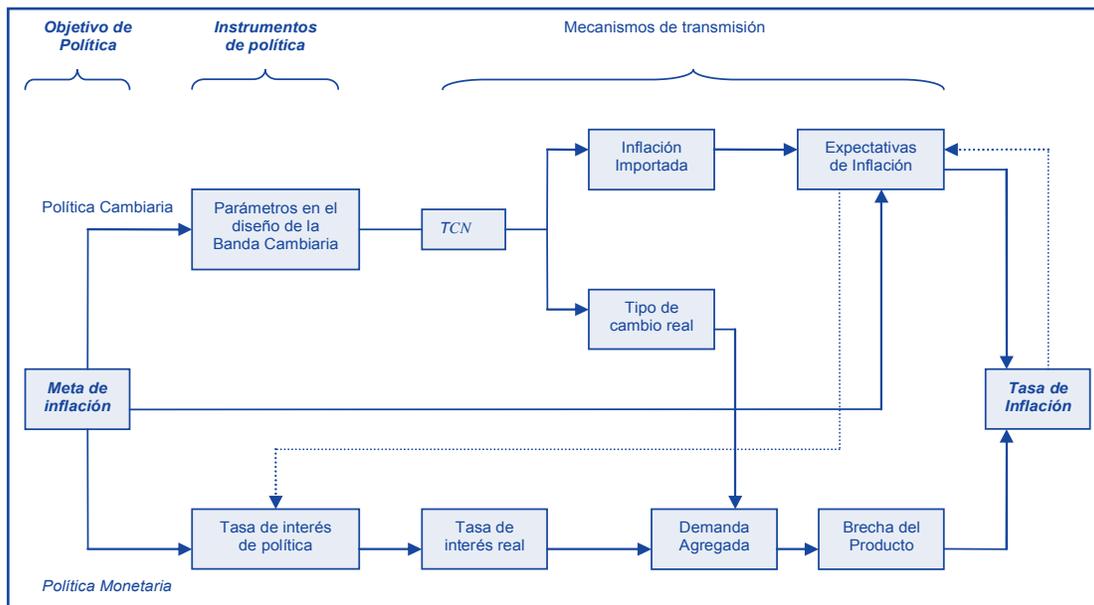
El anuncio de que la política será restrictiva en respuesta a desvíos previstos de la inflación futura respecto a la meta  $(\hat{\pi} > \pi^M)$ , es el primer paso de construcción de la credibilidad del público en las acciones y el compromiso del banco central con su objetivo. Este elemento refuerza el proceso de convergencia de las expectativas de los agentes hacia la meta.<sup>41</sup>

La política de tasa de interés se define en función de la desviación del pronóstico pasivo de inflación del Banco Central respecto de su meta de inflación. Este proceso se describe en la ecuación (14).

Si la tasa de inflación así proyectada supera la meta, el banco introduce una política contractiva mediante aumentos en la tasa de interés que se transmiten al resto de tasas de interés de corto y largo plazo.

Figura 1

MODELO DE POLÍTICA MACROECONÓMICA MECANISMOS DE TRANSMISIÓN



<sup>41</sup> Con una meta de inflación creíble, la política monetaria se aboca a alcanzarla en el mediano plazo, permitiendo a los agentes proyectar más claramente sus expectativas del comportamiento futuro de la política monetaria y de la inflación misma, posibilitando anclar sus expectativas en la meta del banco.

Los aumentos de la tasa nominal implican aumentos de la tasa de interés real,<sup>42</sup> que a su vez contraen la demanda agregada por su efecto sobre las decisiones intertemporales de inversión (aumento del costo del capital) y sobre el consumo (combinación de los efectos sustitución, ingreso y riqueza).<sup>43</sup>

Esta variación del nivel de producción real implica cambios en la brecha de la producción,<sup>44</sup> de acuerdo con la ecuación de la Curva IS. Esto significa que, todo lo demás constante, las presiones sobre la inflación disminuyen de acuerdo con la Curva de Phillips, haciendo que la brecha que inicialmente se presentaba entre la proyección de inflación y la meta del Banco Central sea cada vez menor, lo cual requiere de ajustes de la tasa de interés cada vez menores, hasta que esta relación de retroalimentación conduzca a tasas de inflación que converjan paulatinamente con la meta.

Para el caso de la economía costarricense, si el Banco Central opta por una política cambiaria consistente, definirá los parámetros de la banda en función directa de su meta de inflación, concretamente a partir de la brecha que se presente entre la meta de inflación deseable y su proyección de la inflación externa para ese mismo horizonte.

El efecto de variaciones en el tipo de cambio nominal sobre la inflación observada se presenta a través de dos mecanismos, primero mediante las expectativas de inflación y luego por el efecto del tipo de cambio real sobre la demanda agregada y la brecha del producto.

Este es un proceso iterativo, en el cual se da constante seguimiento al efecto de la política macroeconómica a través de una serie de indicadores, lo que permite a las autoridades tomar decisiones sobre el manejo de sus instrumentos, de modo que paulatinamente se alcanza la convergencia en los niveles de inflación inicialmente programados.

La transición de una inflación alta a una de un dígito conlleva un proceso de aprendizaje de los agentes económicos y del Banco Central. Los agentes privados deben *aprender* la regla de la autoridad monetaria, para lo cual no basta un anuncio aislado sino que se requiere consistencia en el tiempo. Los agentes económicos deben observar la reacción de las autoridades ante posibles choques inflacionarios. De esta forma, el Banco Central confirma a la sociedad su compromiso con el objetivo inflacionario.<sup>45</sup>

---

<sup>42</sup> Suponiendo que las expectativas inflacionarias no se modifican de modo que compensen la variación en la tasa nominal de política.

<sup>43</sup> En el caso de unidades deudoras netas, un aumento en la tasa de interés implica un mayor desembolso por pago de intereses.

<sup>44</sup> Podría presentarse el caso de que la brecha de la producción pase de positiva a negativa.

<sup>45</sup> El mejor trabajo que puede hacer el Banco Central en este proceso es transmitir claramente al público sus prioridades, sus metas y la forma de conseguirlas.

## **VI. EJERCICIOS DE SIMULACIÓN DE CHOQUES EN VARIABLES EXÓGENAS Y DE POLÍTICA**

En esta sección se presentan algunos ejercicios de simulación a partir de la versión actualizada del Modelo Macroeconómico, con el objetivo de evaluar su consistencia e ilustrar algunas de sus aplicaciones.

Debe aclararse que si bien el marco conceptual aquí presentado es el que ha empleado el BCCR hasta mediados del año 2007, las estimaciones econométricas en que se basan estas simulaciones no corresponden estrictamente a las actuales. Esto es así porque el Equipo de Modelación Macroeconómica actualiza y revisa las especificaciones econométricas una vez al año, al menos, para perfeccionar la herramienta.

La información base de estas proyecciones corresponde a datos del cuarto trimestre de 2005 y algunas estimaciones para los siguientes dos trimestres. Para efectos de este ejercicio, los supuestos de comportamiento de las variables exógenas corresponden a la información disponible a diciembre de 2006.

### **1. Efecto de un choque en la producción de Estados Unidos**

De acuerdo con las funciones de impulso respuesta obtenidas a partir de la simulación del Modelo Macroeconómico, se puede concluir que, en general, el efecto de una variación de un punto porcentual en el ritmo del crecimiento de la producción de Estados Unidos, genera las reacciones esperadas en el resto de las variables del modelo.

Por ejemplo, un choque negativo transitorio de un punto porcentual en la tasa de crecimiento de Estados Unidos, principal socio comercial costarricense, genera en primera instancia una reacción en igual sentido de la brecha de producción. Esto tiene a su vez un efecto con rezago sobre la tasa de inflación.

### **2. Efecto de un choque en la tasa de interés internacional**

El efecto de un choque transitorio positivo en la tasa de interés internacional de dos puntos porcentuales se refleja en una contracción de la producción doméstica y, por tanto, en la brecha de la producción, básicamente a causa de un aumento en la tasa de interés real internacional, que encarece el financiamiento externo para las empresas locales, pero es un efecto igualmente transitorio.

La reducción de la brecha del producto también reduce la tasa de inflación, aunque en porcentaje relativamente pequeño y se manifiesta con nueve trimestres de rezago. El efecto sobre las expectativas de inflación no es estadísticamente significativo.

Figura 2

**RESPUESTA DE ALGUNAS VARIABLES RELEVANTES ANTE UNA DISMINUCIÓN TEMPORAL DE UN PUNTO PORCENTUAL EN EL CRECIMIENTO DE ESTADOS UNIDOS**

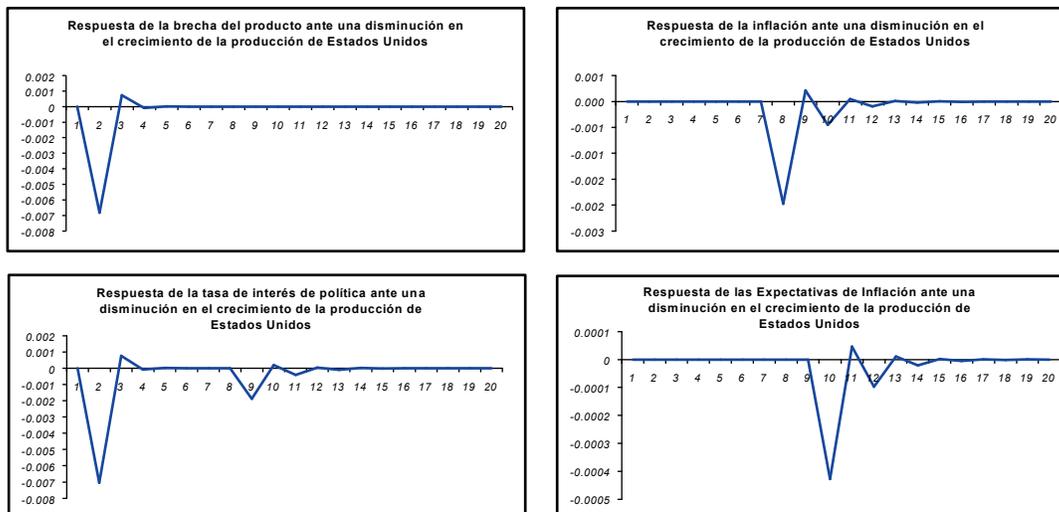
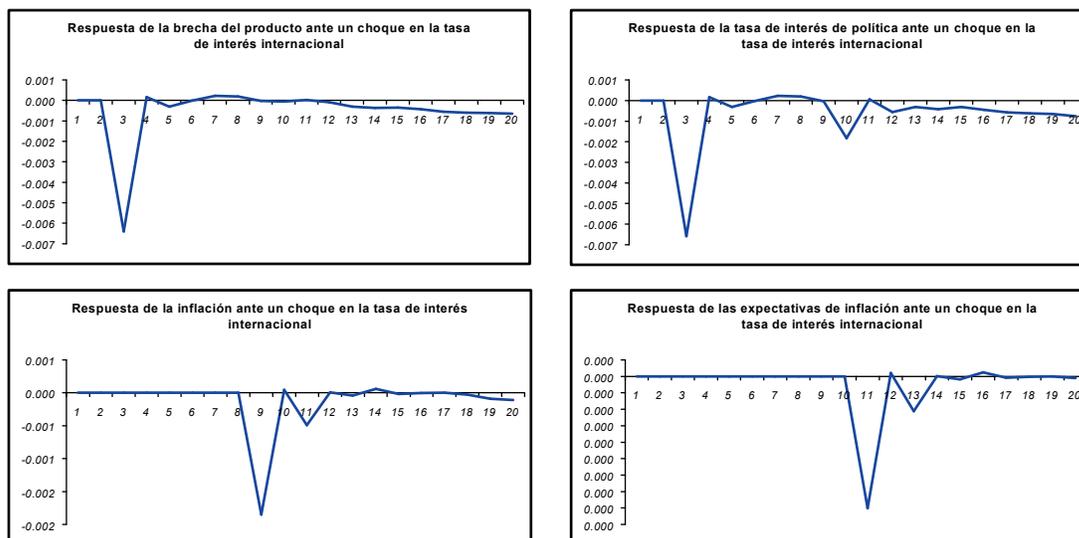


Figura 3

**RESPUESTA DE ALGUNAS VARIABLES RELEVANTES ANTE UN AUMENTO TEMPORAL EN LA TASA DE INTERÉS INTERNACIONAL**



### 3. Efecto de un choque en la meta de inflación del Banco Central

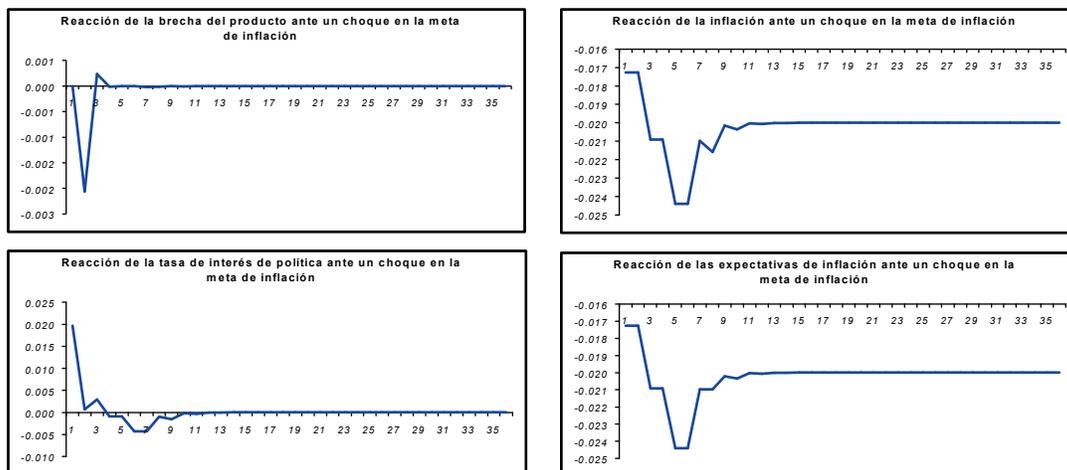
El modelo macroeconómico asume que el objetivo principal de la política monetaria es la estabilidad de precios, de acuerdo con el cual establece su meta de inflación para los períodos subsiguientes.

Una vez definida la meta de inflación, la política monetaria consecuente dicta un incremento de la tasa de interés nominal para ese mismo período. El efecto esperado de este incremento es una contracción de la demanda agregada en sus componentes consumo e inversión, con lo cual, dada la trayectoria del producto potencial, se genera una disminución de la brecha del producto real, lo que disminuye, a su vez, las presiones inflacionarias. Posteriormente, las expectativas inflacionarias y la inflación efectiva convergen en la meta de inflación del BCCR previamente anunciada.

La estructura del modelo refleja el hecho de que, en ausencia de otras perturbaciones en la economía, el rezago de la política monetaria es cercano a los ocho trimestres, es decir, se espera que la convergencia de la inflación con la meta tarde dos años en promedio.

Figura 4

#### RESPUESTA DE ALGUNAS VARIABLES RELEVANTES ANTE UNA DISMINUCIÓN PERMANENTE EN LA META DE INFLACIÓN IGUAL A DOS PUNTOS PORCENTUALES



## VII. CONSIDERACIONES FINALES

En este Modelo Macroeconómico, las acciones de política del BCCR tienen un efecto relevante sobre las expectativas de los agentes, reflejando la importancia de la credibilidad del público en la política del banco.

La capacidad del Banco Central para construir esta credibilidad, principal activo de un banco central que aspira a controlar eficientemente la inflación, depende de la efectividad de su política, es decir, de qué tanto se acerca la inflación real a la meta anunciada. Esta credibilidad permite anclar las expectativas de los agentes a la meta, lo cual es un elemento crítico en un esquema de política monetaria con meta de inflación explícita.

Dados los mecanismos de transmisión de la política monetaria identificados, si el BCCR diseña su política monetaria con un objetivo inflacionario, y los parámetros de la banda cambiaria guardan consistencia, es posible, *ceteris paribus*, lograr convergencia de la inflación observada y de las expectativas de inflación hacia la meta en el mediano plazo. Esta premisa fue comprobada a partir del desarrollo algebraico del modelo y de las simulaciones de política comentadas.

El modelo descrito es una herramienta de análisis a partir de la cual se simulan escenarios de política para apoyar la formulación del Programa Macroeconómico del Banco Central de Costa Rica.

Dentro de las tareas pendientes en la modelación macroeconómica del BCCR está incorporar el mecanismo de transmisión de la tasa de interés al tipo de cambio y de éste a la inflación, con el fin de preparar la plataforma de modelación para un entorno de mayor flexibilidad cambiaria.

## BIBLIOGRAFÍA

- Arellano y Bond (1991), “Some Test of Specification for panel data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations”. *Review of Economic Studies*, N° 58, pp. 277-297.
- Arellano y Bover (1995), “Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Components Models”. *Journal of Econometrics* N° 68, pp. 29-51.
- Aysoy, C. y A. Kipici (2003), “A quarterly Macroeconometric Model of the Turkish Economy”. Turkish Republic Central Bank.
- Banco Central de Costa Rica. *Informe de Inflación* enero, 2006 y enero 2007.
- Bank of England (1999), “Economic Models at the Bank of England”. Bank of England.
- Black, Cassino, Drew Hansen, Hunt Rose y Scott (1997), “The forecasting and Policy System: the core model” Research Paper N° 43, Reserve Bank of New Zeland.
- Clarida, Galí y Gerther (2001), “Optimal monetary policy in open versus closed economies: an integrated approach”, enero.
- \_\_\_\_\_ (1999), “The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective”. *Journal of Economic Literature* Vol. XXXVII pp.1661-1707, diciembre.
- García y Schmith-Hebbel (2000), “Modelos Macroeconómicos Dinámicos para Chile” *Estabilización y Política Monetaria*, Banco de México.
- Haldane y Batini (1998), “Forward-looking rules for monetary policy”. NBER, Working Papers Series, N° W6543.
- Hoffmaister, A. y otros (2001), “Combinación de las proyecciones de Inflación” Nota de Investigación N° 01-01, Banco Central de Costa Rica.
- King, Mervyn (1996), “How should central banks reduce inflation?-Conceptual issues”. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, Fourth Quarter.
- Laverde, Bernal, E. Muñoz y E. Tenorio (2007), “Proyecciones del Escenario Base MMPT para el proceso de Revisión del Programa Macroeconómico 2007-2008” DIE-30-2007-IT.
- Laverde, Bernal, y otros (2006), “Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral del Banco Central de Costa Rica: Aspectos Conceptuales y Proyecciones 2007-2008”. DIE-052-2006-IT.

- León Murillo J. y otros (2004), “Modelo Macroeconómico de Pequeña Escala para Costa Rica”. Documento de Investigación DIE-04-2004-DI. Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica.
- Mies, Morandé y Tapia (2002), “Política Monetaria y Mecanismos de Transmisión: nuevos elementos para una vieja discusión”. Documento de trabajo N° 181, Banco Central de Chile.
- Mishkin, Frederic (1995), “Symposium on the monetary transmission mechanism”. *Journal of Economic Perspectives* Vol. 9 N° 4.
- Muñoz, Evelyn (2006), “La modelación macroeconómica en el Banco Central de Costa Rica en la transición del ancla cambiaria a metas de inflación”. Departamento de Investigación Económica DIE-01-2006-DI, Banco Central de Costa Rica.
- Muñoz y Rojas (2006), “Documentación de la revisión y selección del modelo de la Curva IS implícito en el MMPE”.
- Muñoz E. y Torres (2006), “Un modelo de formación de expectativas de inflación para Costa Rica”. Banco Central de Costa Rica.
- Obstfeld, Shambaugh y Taylor (2004), “The Trilemma in History: Trade off among Exchange Rates, Monetary Policies, and Capital Mobility”. NBER. Working Paper N° W10396.
- Rojas, Mario y Manrique Sáenz (2003), “Posición Financiera Neta del Sector Público Global: Aspectos Metodológicos y Ejercicios de Simulación”. DIE-05-2003-DI.
- Sidrauski (1967), “Rational Choice and Patterns of Growth in a Monetary Economy”. *American Economic Review* N° 57, pp 534-544.
- Taylor, John (1998), “An historical analysis of monetary policy rules”. Working Paper N° 6768, National Bureau of Economic Research, octubre.
- \_\_\_\_\_ (1993), “Discretion versus policy rules in practice” Series on Public Policy 39 Carnegie-Rochester Conference pp 195-214.
- Torres, Carlos (2003), “La Curva de Phillips Neokeynesiana”. Departamento de Investigaciones Económicas DIE-09-2003-DI/R, Banco Central de Costa Rica.
- Valadkhani, Abbas (2004), “History of macroeconometric modeling: lessons from past experience” *Journal of Policy Modeling* N° 26 pp 265-281.
- Vickers, John (1999), “Economic Models and Monetary Policy”. Speech given at the National Institute of Economic and Social Research, Bank of England May.

## ANEXO 1

### Resumen de pruebas econométricas

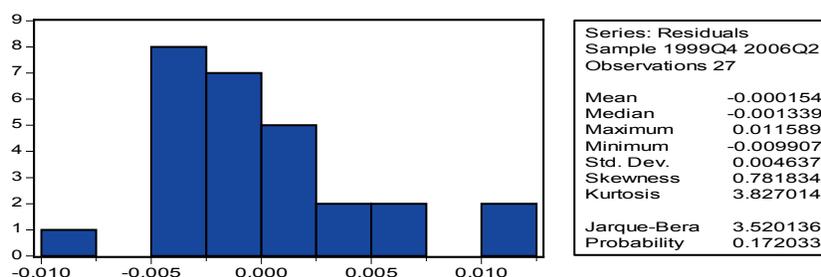
En este documento no se hacen explícitos los coeficientes de las ecuaciones, pero sí se hace referencia a las pruebas econométricas aplicadas a las especificaciones del Modelo Macroeconómico de Proyección Trimestral, versión 2007.

Las pruebas corresponden a los ajustes realizados con información al cuarto trimestre del año 2005. En el proceso de estimación de las ecuaciones se contó con el apoyo del Equipo de Modelación del Departamento de Investigación Económica, como se refiere en los apartados de este anexo.

#### I Modelo de formación de expectativas de inflación <sup>46</sup>

La estimación de este modelo de formación de expectativas de inflación se realiza con el Método Generalizado de Momentos propuesto por Arellano y Bond (1981) y ampliado por Arellano y Bover (1995). <sup>47</sup> A continuación se resumen las principales pruebas econométricas.

##### 1. Normalidad de los residuos



El valor del estadístico Jarque-Bera (su valor crítico al 5% es 5,99) no permite rechazar la hipótesis nula de normalidad en los residuos. La presencia de esta característica favorece la potencia de otras pruebas que se realicen sobre los residuos del modelo.

<sup>46</sup> Véase, Muñoz y Torres (2006) *op.cit.*

<sup>47</sup> Arellano y Bond (1991) "Some Test of Specification for panel data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations". *Review of Economic Studies*, 58, 277-297. Arellano y Bover (1995) "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error Components Models". *Journal of Econometrics* 68, 29-51.

## 2. Correlogramas de las funciones de autocorrelación simple y parcial

Sample: 1999Q4 2006 Q2  
Included observations: 27

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.245	0.245	1.8033	0.179
2			-0.130	-0.202	2.3333	0.311
3			-0.004	0.093	2.3333	0.506
4			-0.087	-0.155	2.5890	0.629
5			-0.150	-0.076	3.3867	0.641
6			0.083	0.128	3.6455	0.725
7			-0.070	-0.200	3.8393	0.798
8			-0.120	0.007	4.4371	0.816
9			-0.027	-0.078	4.4695	0.878
10			0.017	0.028	4.4833	0.923
11			-0.033	-0.042	4.5378	0.951
12			-0.062	-0.119	4.7362	0.966

Los correlogramas de las funciones de autocorrelación simple y parcial rechazan la hipótesis de residuos autocorrelacionados.

## 3. Restricciones sobre los coeficientes asociados a la meta de inflación

La prueba de que la suma de los coeficientes de la meta de inflación ( $\hat{\beta}_1$ ) y de la inflación importada ( $\hat{\beta}_3$ ) es igual a 1 se realiza siguiendo la fórmula:<sup>48</sup>

$$t_c = \frac{[(\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_3) - 1]}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_1) + \text{var}(\hat{\beta}_3) - 2 \text{cov}(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_3)}}$$

$$t_c = \frac{0.927983 + 0.138498 - 1}{\sqrt{0.00531 + 0.0042 - 2(-0.004655)}} = \frac{0.066481}{0.137186} = 0.4846048_{(24gl)}$$

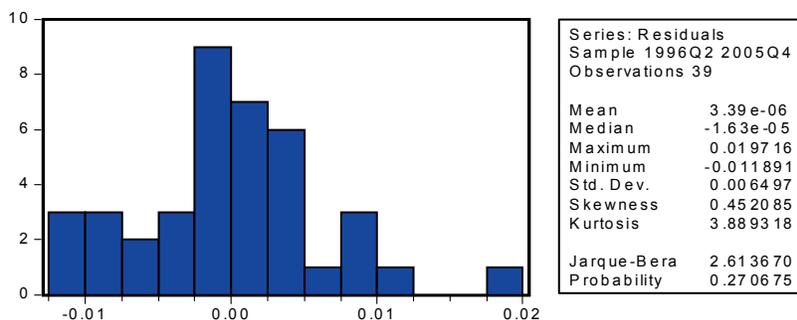
El valor del estadístico t tabular para 24 grados de libertad es 2,064, por tanto, no se rechaza la hipótesis nula de que ambos coeficientes estimados suman 1.

<sup>48</sup> Véase, Gujarati (1997) pp. 252.

## II Modelo para la curva IS <sup>49</sup>

La ecuación de la Curva IS supera las pruebas de especificación: ausencia de autocorrelación, ausencia de heterocedasticidad, normalidad de los residuos. Adicionalmente, las características de estabilidad de sus coeficientes permiten utilizarla para proyecciones.

### 1. Prueba de Normalidad de los residuos



### 2. Prueba de Autocorrelación en los residuos

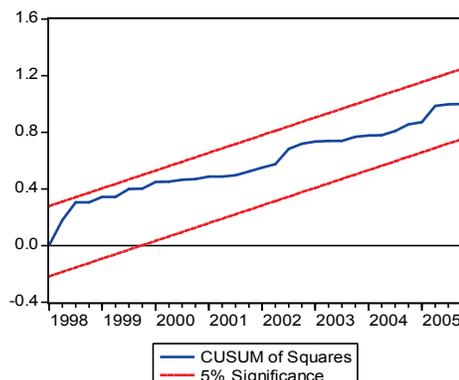
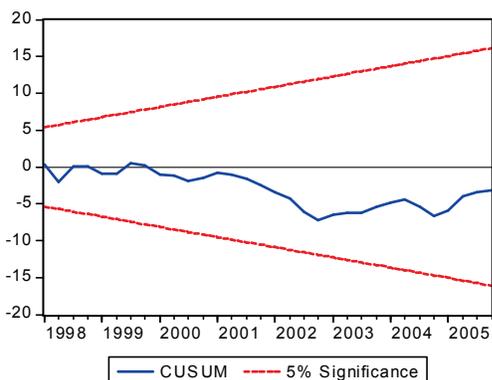
Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1,959850	Prob. F(1,31)	0,171458
Obs*R-squared	2,318997	Prob. Chi-Square(1)	0,127802

### 3. Prueba de Heterocedasticidad en los residuos

ARCH Test:			
F-statistic	0,220081	Prob. F(1,36)	0,641807
Obs*R-squared	0,230896	Prob. Chi-Square(1)	0,630860

<sup>49</sup> Muñoz y Rojas (2006) “Documentación de la revisión y selección del modelo de la Curva IS implícito en el MMPE” DIE-49-2006-IT.

4. Prueba de Estabilidad de los coeficientes

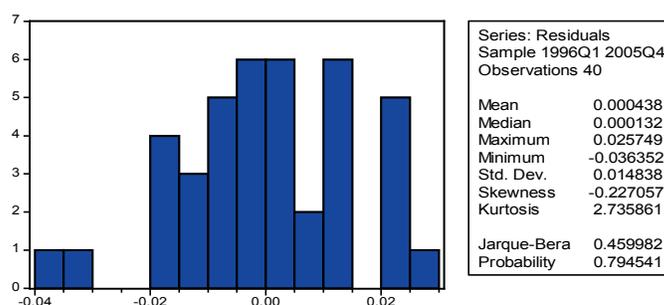


III Curva de Phillips <sup>50</sup>

Esta ecuación se ajusta con el Método Generalizado de Momentos (GMM).

El coeficiente estimado de las expectativas inflacionarias se restringió a uno, aunque cuando no se impuso esta restricción, no se rechazó la hipótesis de que el coeficiente tomara ese valor. Así, cuando todo lo demás permanece constante, las modificaciones de las expectativas inflacionarias se traspasan directamente y uno a uno a la inflación en el mismo plazo (*ceteris paribus*, un incremento de un punto porcentual en las expectativas inflacionarias incrementa un punto porcentual la inflación observada en el mismo trimestre).

1. Prueba de Normalidad de los residuos



<sup>50</sup> Laverde y Torres (2006) “Documentación de la revisión y selección del modelo de Curva de Phillips implícito en el MMPE” DIE-48-2006-IT.

2. Prueba de Autocorrelación en los residuos

Sample: 1996Q1 2005Q4  
Included observations:40

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1			0.358	0.358	5.5287	0.019
2			0.043	-0.097	5.6122	0.060
3			-0.007	0.013	5.6142	0.132
4			-0.060	-0.067	5.7814	0.216
5			-0.082	-0.042	6.1009	0.297
6			-0.089	-0.053	6.4895	0.371
7			0.090	0.161	6.9016	0.439
8			0.100	0.002	7.4243	0.492
9			0.105	0.078	8.0190	0.532
10			0.147	0.089	9.2264	0.511
11			0.397	0.388	18.366	0.073
12			0.123	-0.185	19.280	0.082

Apéndice estadístico <sup>51</sup>

Variable	Símbolo	Fuente
Tasa de inflación doméstica interanual según el Índice de Precios al Consumidor	$\pi$	Página WEB del Banco Central de Costa Rica <a href="http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/">http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/</a>
Tasa de inflación externa interanual, principales socios comerciales	$\pi^*$	Consensus Forecasts
Tasa de variación del tipo de cambio nominal	$e$	Página WEB del Banco Central de Costa Rica <a href="http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/">http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/</a>
Expectativa de inflación a un año según Encuesta Trimestral de Perspectivas Económicas	$E(\pi)$	Página WEB del Banco Central de Costa Rica <a href="http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/">http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/</a>
Meta de Inflación del BCCR	$\pi^M$	
Tasa de interés nominal de política, a 30 días	$R$	Página WEB del Banco Central de Costa Rica <a href="http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/">http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/</a>
Índice de Tipo de Cambio Efectivo Real	$q$	Página WEB del Banco Central de Costa Rica <a href="http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/">http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/</a>
Déficit del Sector Público Global como proporción del PIB	$fis$	Página WEB del Banco Central de Costa Rica <a href="http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/">http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/</a>
Crecimiento del producto real de Estados Unidos	$y^*$	Consensus Forecasts
Índice de términos de intercambio (Índices de precios implícitos de Importación y Exportación)	$ti$	Página WEB del Banco Central de Costa Rica <a href="http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/">http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/</a>
Brecha en tasa de interés real internacional, LIBOR 6 meses.	$r^*$	Blomberg
Producto Interno Bruto real trimestral	$y$	Página WEB del Banco Central de Costa Rica <a href="http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/">http://indicadoreseconomicos.bccr.fi.cr/indicadoreseconomicos/</a>
Proyección de la inflación internacional	$\hat{\pi}^*$	Consensus Forecasts

<sup>51</sup> Toda la información del Modelo Macroeconómico es pública y está disponible en la página WEB del BCCR.

## 2. MODELO MACROECONOMÉTRICO DE PEQUEÑA ESCALA PARA EL SALVADOR

Luis Adalberto Aquino Cardona\*<sup>□</sup>  
 Carlos Sanabria

### I. Introducción

La economía de El Salvador muestra en los últimos años un crecimiento económico en ascenso y una tasa de inflación relativamente controlada. Sin embargo, también presenta oscilaciones importantes en las trayectorias del producto y en la tasa de inflación asociadas a choques diversos, por ejemplo, impactos internos o efectos externos ocasionados bien por desaceleración de la economía de Estados Unidos, una caída de la tasa de interés externa o alzas del precio del petróleo.

Estas características regulares de las principales variables de la economía de El Salvador fueron representadas en un modelo econométrico de pequeña escala. Este modelo, diseñado en el marco del proyecto “Fortaleciendo las capacidades de análisis de la Política Macroeconómica en Centroamérica y el Caribe”, permite simular diversos escenarios y pronosticar el comportamiento de las principales variables, en particular diversos impactos externos y sus canales de transmisión.

Así, el objetivo de este trabajo es presentar las principales características de un modelo econométrico en pequeña escala y realizar diversas simulaciones con choques externos para anticipar ciertos escenarios económicos.

El trabajo se divide en cinco secciones. La primera es la introducción. La segunda resume la evolución reciente de la economía salvadoreña, con énfasis en el comportamiento de los indicadores económicos a representar por el modelo. La tercera sección incluye una descripción del modelo macroeconómico, detallando metodología, fuente de datos, usos del modelo y las ecuaciones de los modelos mensual y trimestral. La cuarta sección presenta los resultados de algunas simulaciones. La quinta y última expone las conclusiones.

---

<sup>□</sup>\* El contenido de este documento es responsabilidad de los autores, cuyas opiniones no representan la opinión del Banco Central de Reserva de El Salvador. Comentarios a correo electrónico: luis.aquino@bcr.gob.sv y carlos.sanabria@bcr.gob.sv. Presentado en el primer Foro de Investigadores de Bancos Centrales de Centroamérica y la República Dominicana, mayo 2007.

## II. EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA ECONOMÍA SALVADOREÑA

El desempeño de la economía salvadoreña durante la última década se caracteriza por una notable estabilidad macroeconómica en un entorno internacional volátil, donde la trayectoria de los precios de petróleo, de los principales productos de exportación y de las tasas de interés externas, más la liberalización de cuotas mundiales de textiles y mayor competencia externa, han planteando grandes desafíos de crecimiento. Al mismo tiempo, fenómenos naturales como terremotos, inundaciones, tormentas tropicales y erupciones volcánicas han incidido negativamente en la economía del país los últimos seis años. No obstante, a partir de 2005 la economía inició una fase de mayor crecimiento, como lo muestra el crecimiento de 4,2% anual del Producto Interno Bruto en 2006.

A principios de la década de los noventa se instrumentó un programa integral de reformas estructurales para lograr un crecimiento alto y sostenido, consolidar la estabilidad de precios y aprovechar la apertura comercial al resto del mundo. La liberalización del comercio externo significó reducir gradualmente los aranceles y promulgar leyes para atraer inversión extranjera y diversificar exportaciones. Se avanzó en la suscripción de acuerdos de libre comercio, destacando el DR-CAFTA —vigente desde el 1 de marzo 2006—, los firmados con Chile, Panamá y la República Dominicana y el inicio de negociaciones comerciales con Colombia, Canadá, la provincia china de Taiwán y la Unión Europea. También se avanzó en el proceso de integración centroamericana para unificar la política arancelaria, facilitar el libre tránsito de mercancías y dar incentivos similares para atraer inversión extranjera. Los servicios de telecomunicaciones y electricidad fueron modernizados, lo que fomentó la inversión de empresas extranjeras en tales sectores. Con ello se fomentó mayor competencia y se amplió la oferta de productos y servicios. Se realizó una reforma del marco regulatorio del sistema financiero, que en una primera fase implicó el saneamiento y la privatización de la banca y la adecuación de leyes para el desarrollo del mercado de valores. Todo esto facilitó que las instituciones financieras operaran con mayor eficiencia y competitividad.

En el área fiscal, las reformas se orientaron a fortalecer las finanzas públicas mediante el Impuesto al Valor Agregado y la creación de las Administradoras de Fondos de Pensiones, que sustituyeron al antiguo sistema de pensiones. A fin de sostener este aumento de la recaudación, se implementó una reforma administrativa y se crearon nuevas facultades de fiscalización para combatir la elusión y la evasión fiscal y el contrabando. El tamaño del Estado se redujo, limitando su actuación al establecimiento de los marcos regulatorios y normativos, y la institucionalidad adecuada para su funcionamiento.

A partir del 1 de enero de 2001, la economía salvadoreña adoptó el dólar estadounidense como moneda de curso legal y unidad de cuenta del sistema financiero. Esto implicó renunciar a las políticas monetaria y cambiaria, y dar mayor fuerza a la política fiscal y al resto de instrumentos de política económica en apoyo a los sectores agropecuario, industrial y turístico y social, principalmente gasto en educación. En este nuevo contexto, el Banco Central ya no ejerce la función de prestamista de última instancia, y el tipo de cambio deja de ser una variable, como es lógico. La tasa de interés de corto plazo es determinada exógenamente. Pero, en todo caso, el objetivo de la dolarización fue conseguir la estabilidad de precios, lo que se logró a una tasa de

inflación de un dígito. Todas estas características están representadas en el modelo de pequeña escala.

El Salvador recibe una fuerte transferencia de recursos externos por concepto de remesas familiares. Cerca de 2,4 millones de salvadoreños viven en Estados Unidos, desde donde transfieren dinero que complementa el ingresos de los hogares. En El Salvador las remesas se registran como parte del ingreso nacional bruto disponible. Ellas explican, parcialmente, el aumento de la demanda de bienes de consumo importados y del consumo de los hogares como porcentaje del PIB. Todo esto ha contribuido a dar mayor dinamismo a la economía salvadoreña, la cual logró una tasa de crecimiento de 4,2% anual al cierre de 2006, la mayor de los últimos diez años, con un incremento de 10,8% en la inversión total y de 4,9% del consumo total (véase el cuadro 1).

Durante el primer quinquenio de los noventa, la economía salvadoreña registró un alto crecimiento sostenido, a una tasa promedio anual de 6,2% y crecimiento anual del consumo de 7,0%. La inversión total y la privada fueron dos motores de este crecimiento. En la segunda mitad de la década, la economía ingresó a una fase de menor dinamismo, la cual se expresó en una drástica caída de la inversión (-22,1%) y un débil aumento del consumo (1,9%) en 1996. Pero esto se compensó con un crecimiento promedio de 7,0% y 3,1% para ambos componentes de la demanda agregada, respectivamente, entre 1997 y 2000. En conjunto, el PIB creció 3,1% anual para todo el período (véase el cuadro 1). Durante los últimos seis años, las exportaciones totales se han incrementado, especialmente las no tradicionales, con una tasa de 9,8% y un peso relativo que ha alcanzado el 46% del total exportado en el periodo, reflejo de la mayor diversificación de la oferta exportable.

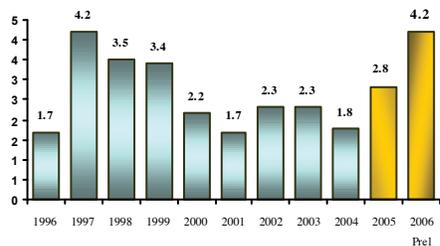
La tasa de inflación se ha mantenido baja, aunque influida por los precios internacionales del petróleo, que iniciaron una escalada desde el año 2002, llegando a un máximo temporal de \$70 dólares por barril en agosto de 2005. El precio del petróleo incide directa e indirectamente en la cadena de formación del precio de muchos productos. Por ejemplo, el precio de la gasolina en los costos de los fletes, los cuales se trasladan al precio de materias primas, a los costos de producción y distribución y a los productos finales.

No obstante, esta inflación no ha detenido el crecimiento, pues El Salvador se ha apoyado en su estabilidad macroeconómica, condiciones financieras favorables y disciplina fiscal estricta, la cual se refleja en mayor recaudación tributaria, menor déficit y menor deuda pública como porcentajes del PIB, factores que contribuyeron a que la calificadora Moody's otorgara al país grado de inversión en la calificación de riesgo soberano desde 1997.

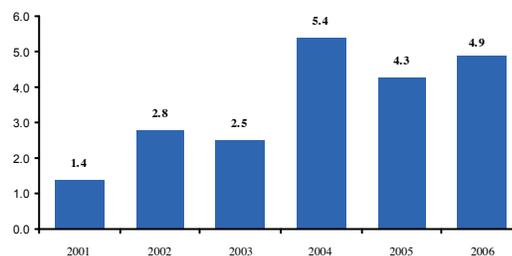
Cuadro 1

PRINCIPALES INDICADORES MACROECONÓMICOS

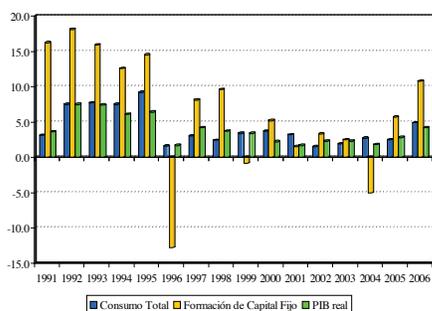
Producto Interno Bruto



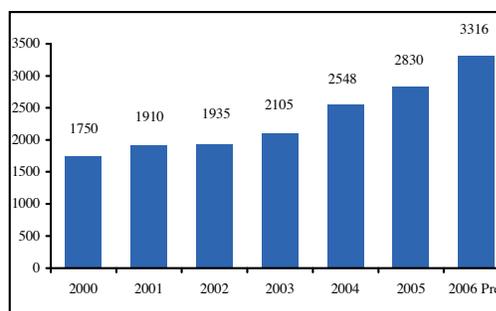
Tasa de Inflación



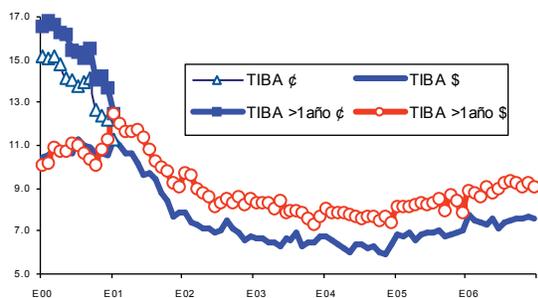
PIB, Consumo e Inversión: tasas de crecimiento real



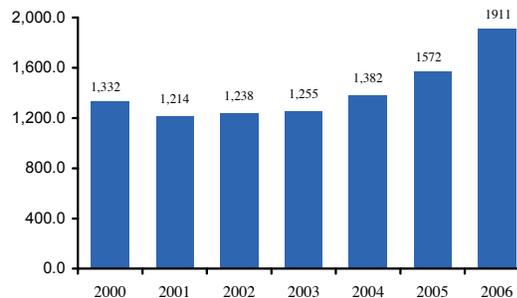
Remesas familiares



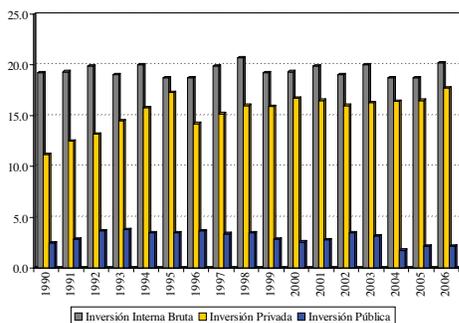
Tasas de Interés



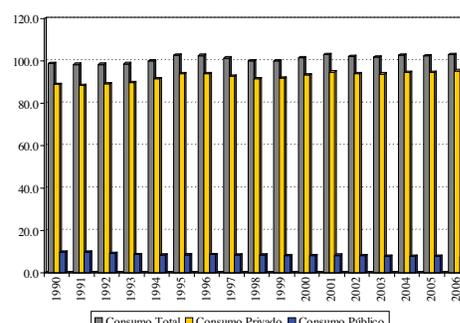
Exportaciones Tradicionales + No Tradicionales



Inversión total, privada y pública: % del PIB



Consumo total, privado y público: % del PIB



Fuente: Banco Central de Reserva

### III. MODELO MACROECONOMÉTRICO DE PEQUEÑA ESCALA

El diseño de modelos econométricos de pequeña escala con propósitos de política monetaria es un área de creciente interés para los bancos centrales. Véanse los estudios Fagan and Morgan (2005) y Bardsen, Eitrheim, Jansen and Nymoen (2005), que destacan la diversidad de metodologías de modelación econométrica y la tendencia a utilizar diversos tipos de modelos econométricos, según los objetivos y las condiciones del tema bajo análisis. Los distintos modelos se utilizan como bloques separados.

El Banco Central de Reserva de El Salvador tiene diversos estudios que utilizan técnicas econométricas para analizar la interrelación de variables relevantes y los efectos de choques externos sobre su comportamiento. Destacan los trabajos de Fuentes y Tobar (2002), que aplicaron la metodología de Vectores Autorregresivos (VAR) para identificar y cuantificar las principales perturbaciones externas, el nivel de precios y el tipo de cambio real, factores que afectan el producto real salvadoreño y sus componentes. En este estudio, los choques externos más adversos para la economía salvadoreña son las variaciones de los términos de intercambio, de la tasa de interés y del ritmo de crecimiento global. Cartagena (2004) emplea un modelo de Vectores Autorregresivos Estructural (SVAR) para analizar las remesas familiares y su relación con los ciclos y las perturbaciones económicas. Sus resultados indican que las remesas juegan un papel procíclico con el PIB de Estados Unidos y contracíclico con el PIB de El Salvador. Arévalo (2005) estudia la relación del desarrollo financiero y el crecimiento económico de El Salvador, utilizando un modelo de vectores autorregresivos multivariados con mecanismo de corrección de errores, encontrando evidencia de una retroalimentación positiva y significativa entre ambos. Tobar (2006) utiliza la metodología de VAR y un Mecanismo de Corrección de Errores (ECM) para probar la existencia de una relación de largo plazo entre los flujos de ingresos —entre ellos las remesas familiares— y los egresos de la cuenta corriente de la balanza de pagos. Ahí donde ambos ingresos se muevan de forma similar en el tiempo, habría indicios de que la cuenta corriente seguiría una trayectoria sostenible en el mediano plazo. Su principal hallazgo es que las remesas familiares juegan un papel importante en el ajuste del sector externo.

En el presente estudio se diseñaron dos modelos de pequeña escala para El Salvador con base en información mensual y trimestral. Sus propósitos son, en primer lugar, obtener pronósticos de corto y mediano plazos de las principales variables de la economía salvadoreña. Sus resultados complementan los pronósticos de modelos alternativos y las estimaciones resultantes de la Contabilidad Nacional; y en segundo lugar, simular diversos escenarios y estimar el impacto de choques sobre variables económicas relevantes, información que sirva de base para valorar medidas de política económica y contribuir a la toma de decisiones. La periodicidad de la información está determinada por la periodicidad de los datos y de los pronósticos y simulaciones requeridas.

Una característica distintiva del modelo salvadoreño frente a los modelos del resto de países, es que la economía salvadoreña se dolarizó a partir de 2001, de modo que ya no dispone de las herramientas de políticas monetaria ni cambiaria para amortiguar directamente los choques externos. Las simulaciones y el análisis de opciones de política económica toman en cuenta estos hechos. Esta es la razón del interés especial en profundizar el conocimiento de los mecanismos de transmisión de choques externos hacia la economía salvadoreña. Por ejemplo, ¿Cuál es el

impacto de un aumento (disminución) de precios de petróleo y de tasas de interés sobre la trayectoria del PIB, la tasa de inflación y el crédito al sector privado? ¿Qué herramientas y medidas de política podrían adoptarse frente a dichos fenómenos para restaurar el equilibrio macroeconómico?

## 1. Modelo mensual

El modelo mensual incluye tres ecuaciones básicas. La primera representa el comportamiento de los precios con dos tipos de índices, uno de precios de bienes y otro de precios de servicios. Representa fundamentalmente a los precios por presiones de costos, de acuerdo con la especificación propuesta por Brouwer y Ericsson (1998). En este sentido, aumentos de salarios, de precios de energía y de importaciones aumentarían los precios domésticos. La brecha entre el índice de precios de servicios y el de precios al consumidor mide el sobrepago pagado por los servicios en relación con otro tipo de bienes. Esto se explica por el hecho de que muchos servicios son no comercializables y están menos expuestos a la competencia. De este modo, los aumentos en sus costos son trasladados a los precios finales, situación contraria a la de los bienes comercializables expuestos a la competencia externa.

$$lipc = f [lw, lipim, gaplps, lprenerg, \epsilon_t] \quad (1)$$

Donde <sup>52</sup>:

w	=	Salarios medios
ipim	=	Índice de precios de importación
gaplps	=	Diferencia entre el índice de precios de servicios y el IPC
prenerg	=	precios de energía (US\$/kwh)

La ecuación del crédito bancario real es una función dependiente de la demanda de saldos reales, de la tasa de interés en dólares para préstamos hasta un año, de las remesas familiares en términos reales y de los precios del café. Los coeficientes esperados incluyen una relación positiva con la demanda de saldos reales y una relación negativa con la tasas de interés, cuyo aumento reduciría la demanda de crédito por el mayor costo financiero. El signo del coeficiente para las remesas resulta teóricamente ambiguo, de modo que la observación se dejó a la evidencia empírica. Un incremento de las remesas que eleve el ingreso de los hogares implica dos posibilidades: una, que dada su mayor capacidad de pago, los hogares receptores se conviertan en sujetos de crédito, lo que incrementaría la demanda de crédito, principalmente de consumo y una parte a pequeños negocios. Y otra posibilidad, que los hogares, por su mayor ingreso, reduzcan su propia demanda de financiamiento, por lo que la emisión de crédito se reduciría. Por otro lado, el comportamiento histórico del precio del café y de la tasa de crecimiento del crédito bancario revela una correlación positiva importante, por lo que se decidió incluir la variable.

$$lcrepr = f [lm4r, lra1, lremr, lcafep, \epsilon_t] \quad (2)$$

<sup>52</sup> La l representa el logaritmo natural de las series.

Donde:

m4r	=	agregado monetario en términos reales
ra1	=	tasa de interés en dólares para préstamos a un año
remr	=	remesas familiares en términos reales
cafep	=	precios promedio mensual de quintal de café

La actividad económica guarda relación directa con el crecimiento del crédito real, con la producción industrial, con el tipo de cambio real bilateral con Estados Unidos y con las remesas familiares en términos reales.

$$livae = f [lcrepr, lipius, litcerusa, lremr, \varepsilon_t] \quad (3)$$

Donde:

crepr	=	Saldo de crédito real al sector privado
ipius	=	Índice de producción industrial de Estados Unidos
itcerusa	=	Índice de tipo de cambio efectivo real bilateral con Estados Unidos
remr	=	remesas familiares en términos reales

## 2. Modelo trimestral

El modelo trimestral incluye ecuaciones para el PIB, la tasa de inflación y la tasa de interés doméstica. Así, la ecuación del producto indica que un aumento del PIB de Estados Unidos genera un efecto positivo en el crecimiento de El Salvador y una mejora de los términos de intercambio. Por su parte, un incremento de la tasa de interés real reduciría la inversión y el consumo, disminuyendo así la demanda agregada y, por consiguiente, el PIB.

$$lpibt = f [ly^*, lti, rr, \varepsilon_t] \quad (4)$$

Donde:

y*	=	Producto Interno Bruto trimestral de Estados Unidos
ti	=	Índice de Términos de Intercambio
rr	=	Tasa de interés real

La tasa de inflación se determina por presiones de costos, según la especificación propuesta por Brouwer y Ericsson (1998). La tasa de inflación está directamente relacionada con los precios de energía y con el Índice de Precios al Consumidor de Estados Unidos. Un aumento de ambos precios elevaría la tasa de inflación. En cambio, una mejora de la productividad repercutiría en una disminución de costos de producción; por consiguiente, la inflación tendería a bajar.

$$lipc = f [lpe, lipcx, lprol, \varepsilon_t] \quad (5)$$

Donde:

pe	=	precio de energía \$/ Kwh
ipcx	=	índice de precios al consumidor de Estados Unidos
prol	=	productividad, medido como la razón PIB trimestral/cotizantes al seguro social

La ecuación para la tasa de interés depende de los valores rezagados y de una variable *dummy*. Sólo se usa como autorregresivo.

$$R = f [R_{t-1}, R_{t-2}, \text{dummy}, \varepsilon_t] \quad (6)$$

#### IV. ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS

Las pruebas de raíces unitarias sintetizadas en el Anexo 2 indican que el conjunto de variables utilizadas son series no estacionarias I(1). En este sentido, los resultados indican que es necesario utilizar algún procedimiento de estimación basado en la cointegración de las series.

##### 1. Modelo mensual

##### Ecuación de precios

La estimación de la ecuación (1) mediante el procedimiento de Johansen (1988) indica la presencia de un vector de cointegración (Anexo 3), lo que confirma la existencia de una relación de largo plazo entre las variables de la ecuación. Los resultados indican que incrementos de salarios, de los precios de importaciones, de los precios de servicios y, en menor medida, los precios de la energía, tienen un impacto substancial en el índice de precios. Estos resultados indican que sería útil profundizar en el análisis del mercado de servicios, con la finalidad de fortalecer el marco regulatorio para promover una mayor competencia. Las elasticidades obtenidas son preliminares.

$$\log IPC = 0,4717*\log W + 0,4670*\log IMP + 0,5333*\log gaplps + 0,0426*\log prenerg \quad (7)$$

(0,08)      (0,11)                      (0,27)                      (0,05)

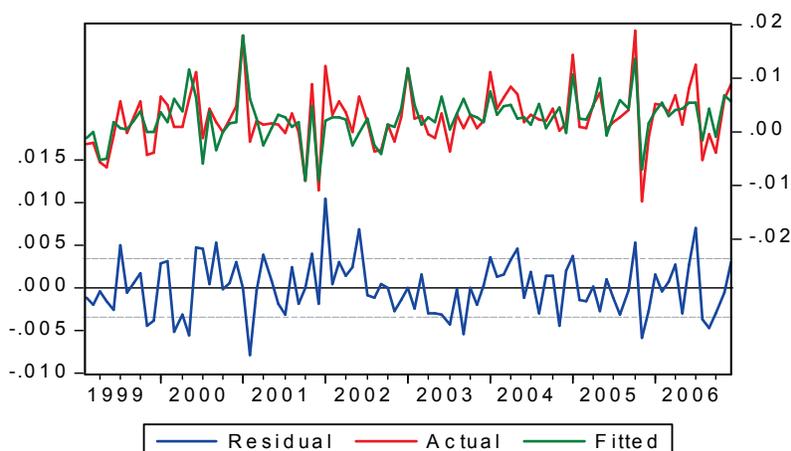
El teorema de representación de Engle y Granger (1987) permite construir un modelo de corrección de errores (ecuación (8)). Esta ecuación no presenta problemas de autocorrelación, heterocedasticidad o cambio estructural. Además, los errores no rechazan la hipótesis de distribución normal (Anexo 4). Asimismo, el modelo presenta un ajuste razonable a la trayectoria de la evolución histórica (véase el gráfico 1).

$$\begin{aligned} \Delta \log_t \text{IPC} = & -0,1235 * \Delta \log \text{IPC}_{(-3)} - 0,0499 * \Delta \log W - 0,5130 * \Delta \log \text{gaplps} - 0,1584 * \Delta \log \text{gaplps}_{(-3)} \\ & (1,69) \quad (3,02) \quad (7,82) \quad (2,23) \\ & - 0,1146 * \Delta \log \text{gaplps}_{(-4)} + 0,0465 * \Delta \log \text{IPIM}_{(-1)} - 0,0597 * \text{ecm1}_{(-1)} \\ & (1,83) \quad (2,16) \quad (8,51) \\ & - 0,0141 * \text{D03} - 0,0174 * \text{D01} - 0,0124 * \text{D01B} \end{aligned} \quad (8)$$

$R_2 = 0,64$                        $DW = 1,92$                        $SER = 0,0033$

**Gráfico 1**

**VALORES REALES Y PROYECTADOS DE LA TASA DE CRECIMIENTO DEL PIB**

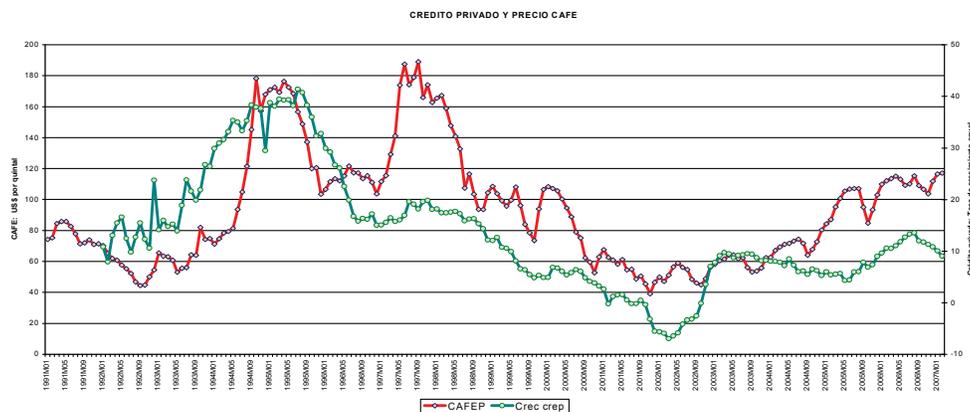


**Ecuación del crédito privado real**

La estimación de la ecuación del crédito privado real, con base en el procedimiento de Johansen (1988) (Anexo 3), indica también la presencia de una relación estable de largo plazo entre el crédito real, el acervo de dinero real, los precios del café y la tasa de interés real (Anexo 4). En efecto, en el largo plazo, un incremento de 1% en el acervo de dinero real y de los precios de café elevan la demanda de crédito real en 0,83% y 0,32%, respectivamente. Esta estrecha relación entre la tasa de crecimiento del crédito bancario y la trayectoria de los precios del café puede apreciarse en el gráfico 2.

Gráfico 2

## CRÉDITO PRIVADO REAL Y PRECIOS DEL CAFÉ



Por el contrario, un incremento de 1% de la tasa de interés a un año reduce en 0,43% la demanda de crédito privado real. Un hallazgo preliminar es que las remesas familiares tienen signo negativo en términos reales. Su incremento (disminución) disminuiría (aumentaría) la demanda de crédito privado real. No existe suficiente evidencia empírica para argumentar que los bancos comerciales fundamenten el otorgamiento de crédito a los hogares en base a las remesas. Dos vertientes de este tema podrían explicar el resultado: en primer lugar, las remesas se han convertido en parte del ingreso de los hogares, de modo que su aumento puede traducirse en reducción de la demanda de crédito. En segundo lugar, se puede considerar que el nivel de consumo de los hogares se sustenta, en buena parte, en las remesas familiares,<sup>53</sup> de forma que si éstas caen, los hogares desearán mantener su nivel de consumo con crédito bancario. Esto es consistente con el dato de que algunos hogares receptores utilizan tarjetas de crédito para sus gastos de consumo. Los bancos han utilizado la titularización de remesas familiares como instrumento financiero para obtener crédito externo, pero los recursos así obtenidos no se destinan únicamente a los receptores de remesas, sino a todo tipo de empresas y hogares.

$$\log \text{crepr} = 0,8398 \cdot \log M4R - 0,4329 \cdot \log RA1 - 0,2818 \cdot \log REMR + 0,3226 \cdot \log CAFEP(9)$$

(0,08)                      (0,16)                      (0,15)                      (0,06)

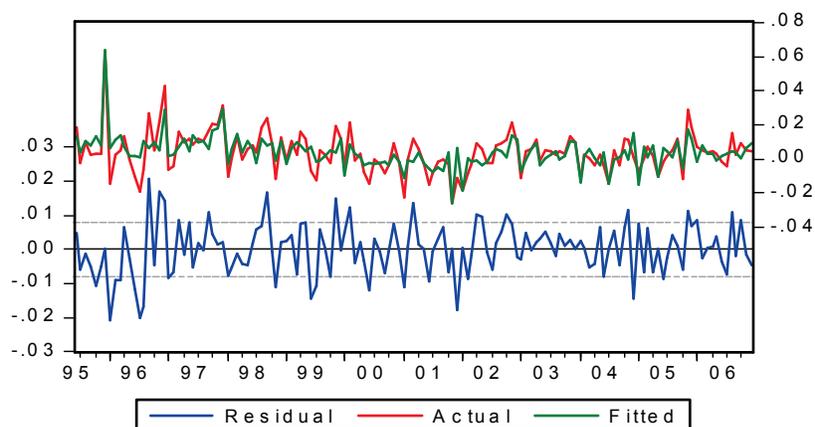
Nuevamente, el teorema de representación de Engle y Granger (1987) permite construir un modelo de corrección de errores (ecuación (10)). Esta ecuación tampoco presenta problemas de autocorrelación, heterocedasticidad o cambio estructural. Además, los errores no rechazan la hipótesis de distribución normal (Anexo 4). El modelo presenta un ajuste razonable a la trayectoria de la evolución histórica (véase el gráfico 3).

<sup>53</sup> Según la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples, EHPM 2006, elaborada por la Dirección General de Estadística y Censos-DIGESTYC, los hogares receptores destinan el 76% de las remesas al consumo.

$$\begin{aligned} \Delta \log_t \text{ crepr} = & 0,0004 + 0,1229 * \Delta \log \text{ crepr}_{(-1)} + 0,3300 * \Delta \log m4r - 0,0986 * \Delta \log m4r_{(-1)} \\ & (0,49) \quad (1,69) \quad (6,83) \quad (1,80) \\ & - 0,1001 * \Delta \log m4r_{(-3)} - 0,0352 * \Delta \log r1_{(-2)} + 0,0525 * \Delta \log r1_{(-3)} \\ & (1,83) \quad (1,70) \quad (2,64) \\ & - 0,0136 * \Delta \log \text{ remr}_{(-1)} - 0,0134 * \Delta \log \text{ remr}_{(-2)} - 0,0280 * \text{ecmcreditb}_{(-1)} \\ & (1,72) \quad (1,88) \quad (4,62) \\ & + 0,0453 * D95 + 0,0187 * D04J + 0,0147 * D0505 + 0,0225 * D0111 \quad (10) \\ & (5,81) \quad (2,30) \quad (1,80) \quad (2,71) \\ R_2 = & 0,60 \quad \quad \quad DW = 1,93 \quad \quad \quad SER = 0,0079 \end{aligned}$$

Gráfico 3

**VALORES REALES Y PROYECTADOS DE LA TASA DE CRECIMIENTO DEL CRÉDITO REAL**



**Ecuación del Índice de Volumen de la Actividad Económica (IVAE)**

La estimación de la ecuación (3), según el procedimiento de Johansen (1988), indica que existe un vector de cointegración (Anexo 3) entre el Índice del Volumen de la Actividad Económica, el crédito privado real y la producción industrial de Estados Unidos. Los coeficientes obtenidos (ecuación (11)) indican que un aumento de 1% del crédito privado real y de la producción industrial de Estados Unidos influyen positivamente la actividad económica de El Salvador en 0,22% y 0,68%, respectivamente. Una depreciación real de 1% del ITCER bilateral con Estados Unidos influye positivamente en 0,27% al IVAE. Asimismo, un incremento de 1% del ingreso de remesas familiares reales influye positivamente en 0,02% al IVAE. Este resultado

es particularmente relevante por la evidencia empírica de que las remesas generan un efecto positivo en la actividad económica.<sup>54</sup>

$$\log \text{ livaes} = 0,2280 * \log \text{ crepr} + 0,6835 * \log \text{ ipius} + 0,2727 * \log \text{ itcerusa} + 0,0233 * \log \text{ remr} \quad (11)$$

(0,15)    (0,29)                    (0,18)                    (0,04)

El teorema de representación de Engle y Granger (1987) permite construir aquí también un modelo de corrección de errores (ecuación (10)). Esta ecuación tampoco presenta problemas de autocorrelación, heterocedasticidad o cambio estructural. Además, los errores no rechazan la hipótesis de distribución normal (Anexo 4) y se obtienen simulaciones razonables (véase el gráfico 4).

$$\begin{aligned} \Delta \log_t \text{ livaes} = & -0,1583 * \Delta \log \text{ ivaes}_{(-2)} - 0,1154 * \Delta \log \text{ ivaes}_{(-4)} + 0,2139 * \Delta \log \text{ crepr}_{(-1)} \\ & + 0,3024 * \Delta \log \text{ ipius}_{(-4)} + 0,1098 * \Delta \log \text{ remr} - 0,1210 * \text{ ecmlivaes}_{(-1)} \\ & - 0,2191 * \Delta \log \text{ ivaes}_{(-10)} - 0,5578 * \Delta \log \text{ ivaes}_{(-12)} + 0,0206 * \text{ DDOL} + 0,0009 \end{aligned} \quad (12)$$

(3,71)            (3,42)                    (1,87)                    (3,17)            (6,43)                    (3,46)                    (5,34)            (10,6)                    (0,92)            (0,49)

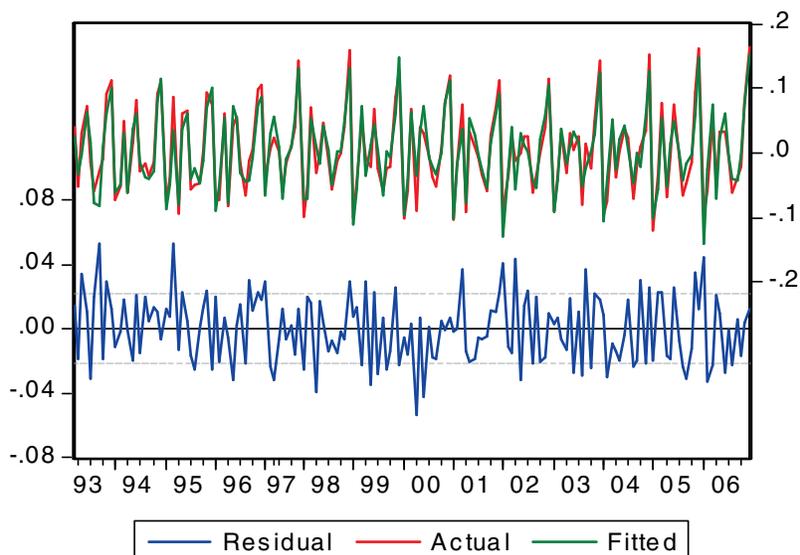
$$R_2 = 0,89$$

$$DW = 2,49$$

$$SER = 0,0216$$

**Gráfico 4**

**VALORES REALES Y PROYECTADOS DEL IVAE**



<sup>54</sup> Estudio del Banco Mundial 2007 provee evidencia del impacto positivo de las remesas en la actividad económica de varios países.

## 2. Modelo trimestral

### Ecuación del Producto Interno Bruto

Las estimaciones de la ecuación (4) con el método de Johansen (1988) indican la existencia de un vector de cointegración que puede interpretarse como una ecuación de producto. Los coeficientes estimados de la ecuación de largo plazo indican que un aumento de 1% del PIB de Estados Unidos y de los términos de intercambio, respectivamente, producen un aumento del PIB de El Salvador en 0,67% y 0,26%, respectivamente. El signo negativo del coeficiente de la tasa de interés indica que un aumento de la tasa de interés real afectaría negativamente al PIB.

$$\text{Log}(y) = 0,679435 \cdot \text{log } y^* + 0,268481 \cdot \text{log } ti - 0,010699 \cdot rr \quad (13)$$

(0,08721)      (0,18126)      (0,00472)

La ecuación de corto plazo (ecuación (5)) muestra las propiedades econométricas adecuadas y reproduce satisfactoriamente los valores reales (véase el gráfico 5).

$$\Delta \text{log } y = 0,017906 + 0,707832 \cdot \Delta \text{log } y_{(-4)} + 0,33156 \cdot \Delta \text{log } y^*_{(-4)} + 0,001419 \cdot \Delta rr_{(-1)} - 0,107008 \cdot \text{ecm}_{(-1)} - 0,014559 \cdot \text{dummy } 05q1 \quad (14)$$

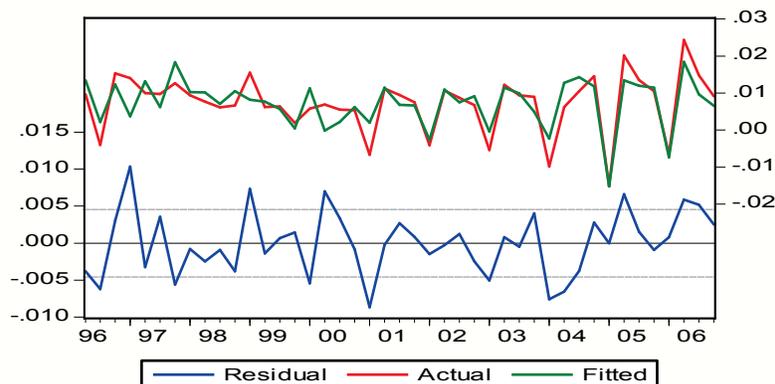
(3,9937)      (6,7158)      (2,2348)      (3,1359)

(3,8218)      (2,9190)

$R^2 = 0,7014$       DW = 1,914      S.E. = 0,00046

Gráfico 5

#### VALORES REALES Y PROYECTADOS DEL PIB



Normalidad Jarque Bera $X^2$	= 0,285058
ARCH F(4,34)	= 0,7912
LM F(4,33)	= 0,5619

### Ecuación de precios

La estimación de largo plazo según el procedimiento de Johansen (1988) indica una relación estable entre el índice de precios, los índices de precios de energía y del consumidor de Estados Unidos y de la productividad del trabajo en el largo plazo. Un aumento de 1% de los precios de la energía y de la inflación de Estados Unidos elevaría la tasa de inflación de El Salvador en 0,20% y 0,78%, respectivamente. La idea de introducir el precio de la energía es capturar de manera indirecta los efectos del precio del petróleo, considerando que, en el primer semestre de 2007, cerca del 56% de la energía del país fue generada por fuente térmica que utiliza derivados del petróleo y que, en el segundo semestre de los años precedentes, ha disminuido cerca de 30%. Conviene destacar que un incremento de 1% de la productividad disminuiría la tasa de inflación en 0,51%.<sup>55</sup> Esto sugiere que, en una economía dolarizada, es relevante explorar medidas que mejoren la productividad, no sólo como mecanismos para contrarrestar las presiones inflacionarias, sino para elevar la competitividad, especialmente en la producción de bienes comercializables. Por otra parte, la dolarización ha conducido a un mayor alineamiento de las tasas de inflación de El Salvador y Estados Unidos, con desajustes temporales por las particularidades de ambas economías, los choques específicos y el impacto desigual del precio del petróleo.

$$\text{Logipc} = 2,582942 + 0,203571 * \text{logpe} + 0,783045 * \text{log px} - 0,511640 * \text{logprol} \quad (15)$$

(3,6758) (0,1098) (0,21576) (0,57602)

La ecuación de corto plazo muestra las propiedades econométricas satisfactorias, donde se observa un buen ajuste del modelo (véase el gráfico 6).

$$\begin{aligned} \Delta \log \text{ipct} = & 0,258394 * \Delta \log \text{ipc}_{(-3)} - 0,147827 * \Delta \log \text{prol}_{(-4)} + 0,568728 * \Delta \log \text{px} \\ & (2,7752) \quad (2,8840) \quad (3,6718) \\ & + 0,016275 * \Delta \log \text{pe}_{(-4)} - 0,060771 * \text{ecmp}_{(-1)} + 0,022293 * \text{d983} - 0,022273 * \text{d992} \\ & (2,4243) \quad (2,07) \quad (3,0827) \quad (2,8605) \\ & + 0,015465 * \text{d042} \quad (16) \\ & (2,0265) \end{aligned}$$

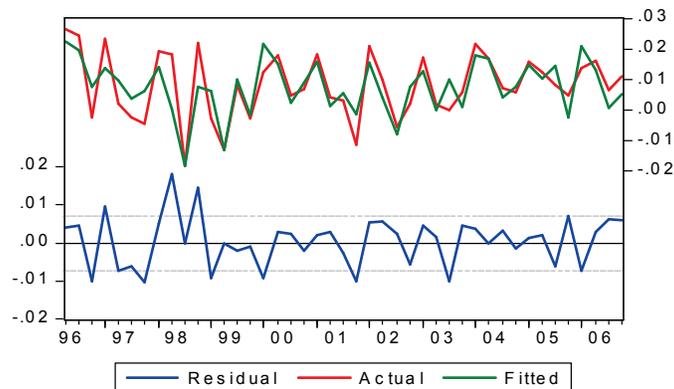
$$R^2 = 0,6231 \quad DW = 2,3474 \quad SER = 0,0071$$

$$\begin{aligned} \text{Normalidad Jarque Bera } X^2 & = 0,1378 \\ \text{ARCH } F(4,34) & = 0,0919 \\ \text{LM } F(4,31) & = 0,4704 \end{aligned}$$

<sup>55</sup> Galindo y Catalán (2007) obtienen para la productividad de México un coeficiente de -0,71 y uno de -0,90 para Estados Unidos.

Gráfico 6

VALORES REALES Y PROYECTADOS DE LA TASA DE INFLACIÓN



Ecuación de Tasa de Interés

La tasa de interés nominal de préstamos a un año fue modelada en función de sus valores rezagados y de una variable *dummy* para captar cambios de política. Las simulaciones muestran un ajuste razonable de la ecuación (véase el gráfico 7).

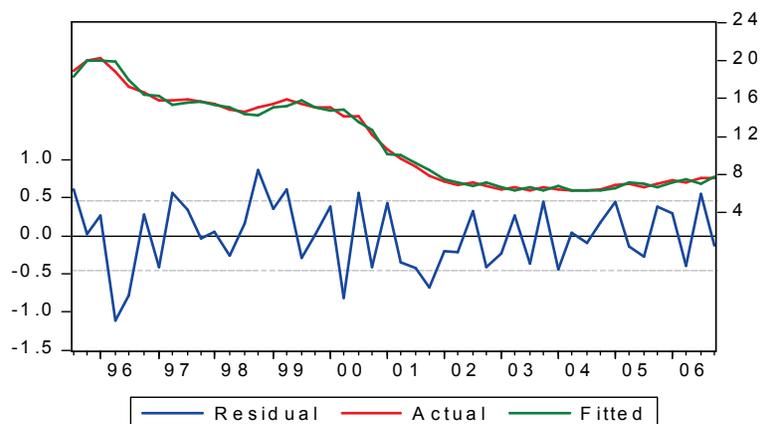
$$R = 0,2075 + 1,2877 * R_{(-1)} - 0,3171 * R_{(-2)} + 1,2937 * D2 \quad (17)$$

(1,1427)    (11,4604)    (-2,8573)    (4,6805)

R2 = 0,9912      DW = 2,2088      SE = 0,4562

Gráfico 7

TASA DE INTERÉS



## V. SIMULACIONES

Los modelos mensual y trimestral arriba descritos se simularon simultáneamente para realizar pronósticos de los años 2007 y 2008. Fue necesario efectuar estimaciones de las variables exógenas para el mismo período con modelos ARIMA y ARMA; se tomaron los pronósticos de precios futuros de la agencia Bloomberg para petróleo y café, y los pronósticos de la FED para producción industrial, PIB e inflación de Estados Unidos. Así, se elaboró un programa en Eviews para resolver de manera simultánea cada modelo en su dinámica de corto plazo —ECM—, contando con un escenario base para comparar el impacto de choques específicos.

Los resultados del escenario base (\_S1) y de las simulaciones (\_S2) se muestran en los siguientes gráficos.

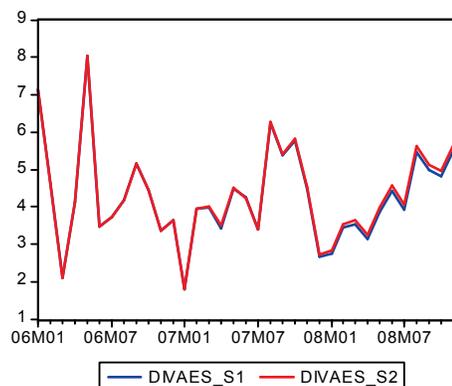
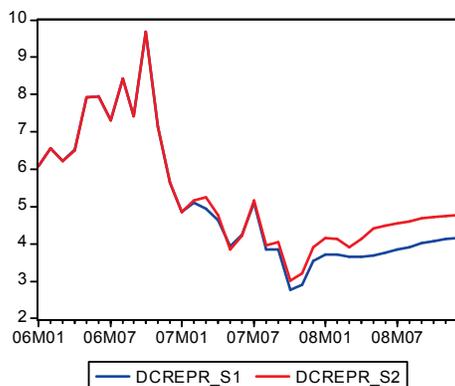
### 1. Modelo mensual

El gráfico 8 muestra que el efecto principal de una reducción de 50 puntos base de la tasa de interés se manifiesta en la tasa de crecimiento del crédito, que aumenta de manera sostenida y con mayor fuerza a partir del tercer trimestre de 2007 y continúa creciendo en 2008. El gráfico 9 indica que una reducción de la tasa de interés activa incidiría positivamente en la actividad económica.

Gráficos 8 y 9

#### SIMULACIONES BASE Y PROYECTADAS

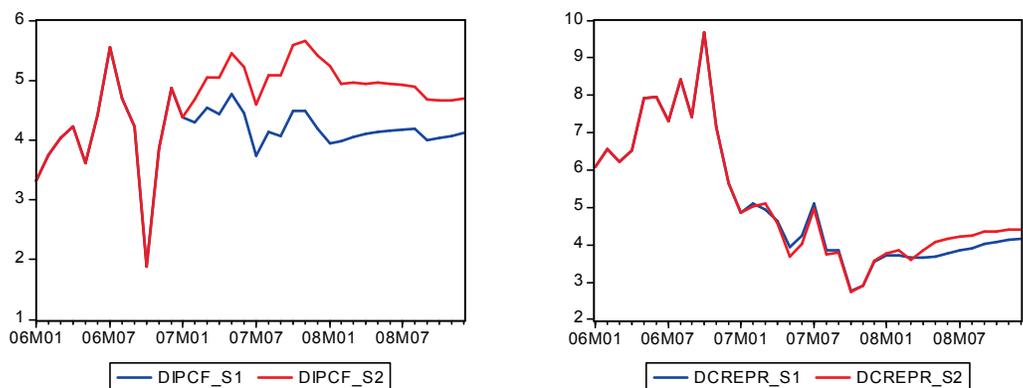
##### a) Caída de 50 pb de la tasa de interés



Como se aprecia en los gráficos 10 y 11, el mayor impacto de un alza de 5% en el precio de las importaciones se observa en la tasa de inflación, que se acelera en 2007 y comienza a disminuir al final de 2008. Hay un leve aumento de la demanda de crédito bancario debido a la necesidad de financiamiento para pagar el mayor valor de bienes y servicios importados.

Gráficos 10 y 11

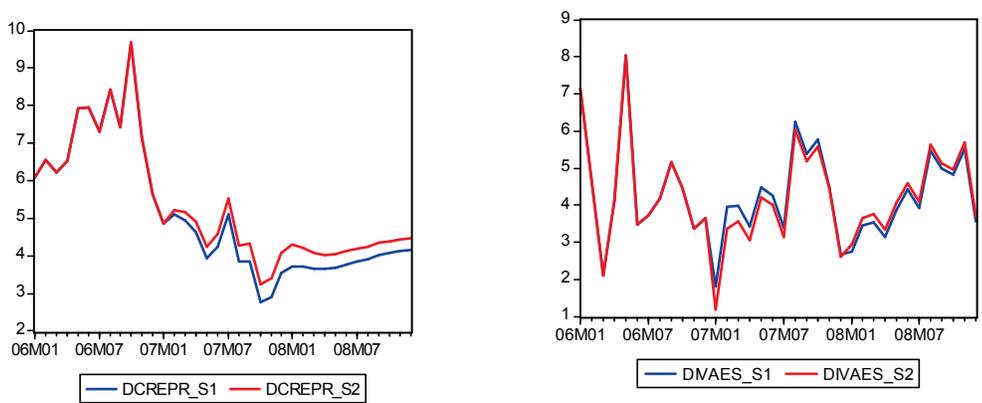
b) Incremento 5% en precios de importación



Una reducción de 5% de las remesas familiares indica que, en la medida en que los hogares vean disminuidos sus ingresos por este concepto en términos reales, su demanda de crédito aumentaría (véase el gráfico 12), elevando la tasa de crecimiento de los préstamos. Una caída de las remesas reales reduciría levemente la actividad económica en 2007, recuperando dinamismo al año siguiente por el efecto rezagado del choque.

Gráficos 12 y 13

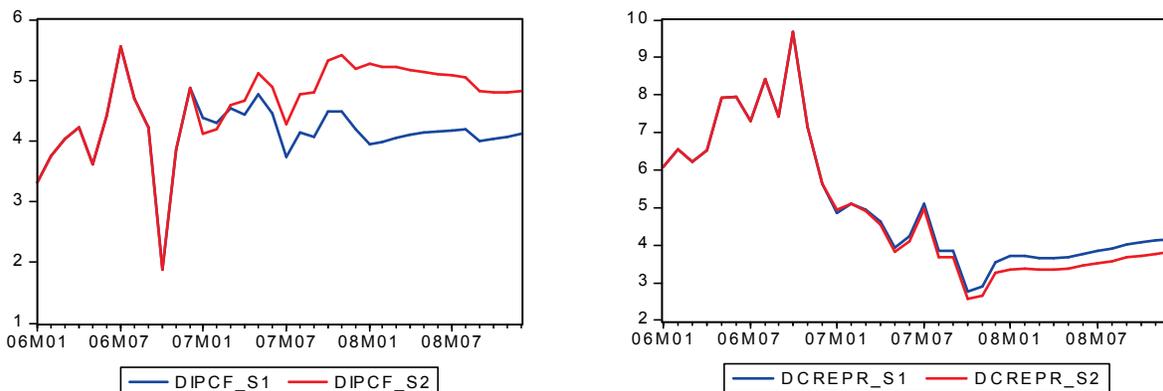
c) Reducción de 5% en flujos de remesas familiares reales



Un incremento salarial de 5% elevaría la tasa de inflación (véase el gráfico 14) y disminuiría el crecimiento del crédito durante el período (véase el gráfico 15). Como los bancos esperan que la tasa de inflación sea más alta, sus retornos esperados caerán. Tenderían entonces a reducir el crédito para que la tasa de interés se ajuste a un nivel acorde a la inflación esperada; esto explica la caída de la tasa de crecimiento del crédito.

Gráficos 14 y 15

d) Aumento de 5% en salarios

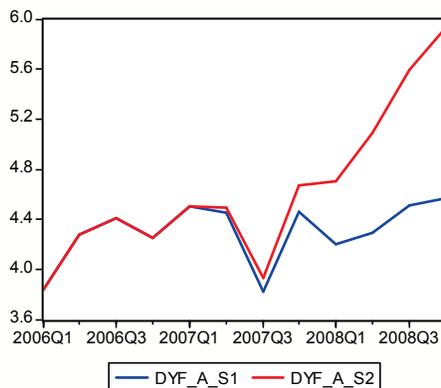


2. Modelo trimestral

El modelo trimestral indica que un aumento de dos puntos porcentuales del PIB de Estados Unidos cada trimestre durante 2007 y 2008 implica un mayor crecimiento económico de El Salvador, iniciando el tercer trimestre de 2007. Seguiría una trayectoria ascendente que alcanzaría su mayor nivel al cierre de 2008 (véase el gráfico 16).

Gráfico 16

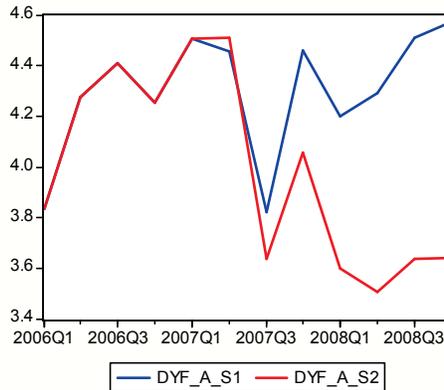
a) Aumento de 2% del PIB de Estados Unidos



Un incremento de la tasa de interés doméstica real de dos puntos porcentuales en cada trimestre generaría una caída del producto porque desincentivaría la inversión y el consumo (véase el gráfico 17).

**Gráfico 17**

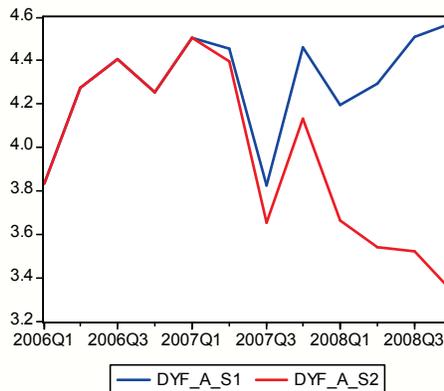
**b) Aumento de 2% en tasas de interés doméstica real**



El canal comercial es uno de los principales mecanismo de transmisión de choques externos. Un deterioro de dos puntos porcentuales cada trimestre de los términos de intercambio provocaría una disminución del crecimiento del PIB trimestral (véase el gráfico 18). Esto podría ser amortiguado por el efecto de los tratados de libre comercio, que impulsan una mayor diversificación de la oferta exportable y el aprovechamiento de nuevos mercados. Otra fuerza de amortiguamiento son las remesas familiares.

**Gráfico 18**

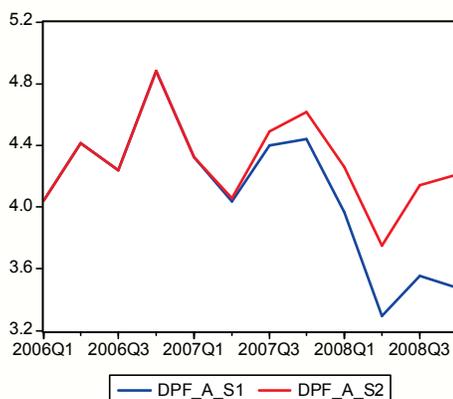
**c) Deterioro de 2% en los términos de intercambio**



Un incremento de dos puntos porcentuales cada trimestre en los precios de la energía elevarían la tasa de inflación (véase el gráfico 19). Este resultado señala la necesidad de profundizar el estudio y la formulación de una política que fomente el uso de nuevas fuentes generadoras de energía, Recientemente fue lanzada una política pública con este propósito.

Gráfico 19

## d) Aumento de 2% en precios de energía



## VI. CONCLUSIONES

Este trabajo desarrolla dos modelos macroeconómicos de pequeña escala que permiten analizar el comportamiento de los principales indicadores de la economía salvadoreña. Los modelos se construyeron con base en los métodos de cointegración, modelos de Vectores Autorregresivos (VAR) y mecanismos de corrección de error (Engle y Granger, 1987). A partir de un modelo estadístico general adecuado y mediante el procedimiento de lo general a lo específico se obtuvieron dos modelos econométricos, uno mensual y otro trimestral, que aproximan adecuadamente el proceso generador de información.

Los residuos de ambos modelos cumplen con las pruebas de normalidad, de autocorrelación y de heterocedasticidad y no presentan evidencia de cambio estructural.

El modelo mensual contiene ecuaciones para los precios, el crédito privado real y el Índice de Volumen de la Actividad Económica. El modelo trimestral incluye ecuaciones para el PIB, los precios y la tasa de interés. La estimación de ambos modelos permitió establecer escenarios base como punto de referencia para determinar el impacto en las variables de interés, provocado por choques específicos y, a partir de los resultados, evaluar opciones de política.

Los resultados indican evidencia de una fuerte relación entre el PIB y la tasa de inflación de Estados Unidos con sus pares de El Salvador, así como con el comportamiento de las tasas de interés externas. El análisis indica que los choques externos se transfieren a la economía salvadoreña, principalmente por los canales comercial y financiero, incidiendo en los grandes indicadores del país. Las simulaciones señalan la sensibilidad de la tasa de inflación ante cambios en los precios de importación y salarios. Aumentos en ambas variables deterioran los términos de intercambio y afectan la competitividad de las empresas porque elevan los costos de producción e inducen cambios en precios relativos de bienes comercializables y no comercializables.

Los resultados estimados sobre la relación entre inflación y productividad refuerzan la importancia de tomar medidas para elevar la productividad, como mecanismo que ayudaría no sólo a contener presiones inflacionarias, sino que contribuiría a mejorar la competitividad del sector productivo del país.

Todo modelo es trabajo en proceso y los modelos aquí presentados no son la excepción. Nuevas versiones están en proceso de construcción.

**BIBLIOGRAFÍA**

- Arévalo, Roberto E. (2004), “Desarrollo Financiero y Crecimiento Económico en El Salvador”, documento de trabajo N° 2004-2, ISSN 1810-8903, Banco Central de Reserva de El Salvador.
- Balwant, Singh (2005), “A forecasting and policy simulation oriented small macro-model for the Indian economy”, *Journal of Policy Modeling*, pp 1025-1049.
- Cartagena, Edgar (2004), “Las Remesas Familiares Salvadoreñas y su relación con los Ciclos y Perturbaciones Económicas”, documento ocasional N° 2004-1, Banco Central de Reserva de El Salvador.
- Davinson, R. y J. G. MacKinnon (1993), “Estimation and inference in econometrics”, Oxford University Press.
- De Brouwer, Gordon y Neil R. Ericsson (1998), "Modeling Inflation in Australia," *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(4), pp. 433-449, octubre.
- Fuentes, Julieta y Marlene Tobar S. (2002), “Choques exógenos y mecanismos de estabilización cíclica: El Salvador 1960-2002”, documento de trabajo 2002, Banco Central de Reserva de El Salvador.
- Fagan, Gabriel y Julian Morgan (2005), “Econometric Models of the Euro-area Central Banks”, Edward Elgar Publishing Inc.
- Galindo, Luis Miguel (2004), “Fortaleciendo las capacidades de análisis de la Política Macroeconómica en Centroamérica y el Caribe”.
- Gunnar Bardsen, y otros (2005), “The Econometrics of Macroeconomic Modeling”, Oxford University Press.
- Kennedy, Peter (2003), “A guide to Econometrics”, The MIT Press.
- Patterson, Kerry (2000), “An Introduction to Applied Econometrics”, Macmillan Press Ltd.
- Phillips, P.C.B. y S. Ouliaris (1990), “Asymptotic properties of residual based tests for cointegration”, *Econometrica*, N° 58, pp. 165-193.
- Tobar S., Marlene (2006), “Sostenibilidad de la cuenta corriente salvadoreña 1976-2004”, documento ocasional N° 2006-2, ISSN 1813-6494, Banco Central de Reserva de El Salvador.

## ANEXO 1

### Fuente de datos

La periodicidad de los datos utilizados es trimestral y mensual, obtenidos de estadísticas publicadas por el BCR. Los datos de precios futuros de petróleo se obtuvieron de la agencia Bloomberg. Datos del Índice de Producción Industrial y Producto Interno Bruto de Estados Unidos se obtuvieron de las estadísticas del Departamento de Comercio de Estados Unidos.

En el modelo trimestral, las variables de la ecuación del producto provienen de cuentas nacionales, de estadísticas de tasas de interés del sistema financiero, de datos de precios de la DIGESTYC, indicadores del sector externo elaborados por el BCR y estadísticas de PIB del Departamento de Comercio de Estados Unidos. Los datos tienen una frecuencia trimestral y abarcan el período de 1995 a 2006.

Las variables del análisis incluyen datos en logaritmos del PIB trimestral de El Salvador a precios constantes de 1990, del PIB trimestral de Estados Unidos, datos en logaritmos provenientes del índice de términos de intercambio, indicador con un índice de precios de las exportaciones en el numerador (alrededor de 100 productos que representan el 80% de las exportaciones de El Salvador) y un índice de precios de las importaciones en el denominador (unos 300 productos, que representan aproximadamente 80% de las importaciones del país). Y la tasa de interés activa en términos reales.

En la ecuación de precios trimestrales, las variables están representadas con datos trimestrales de precios de energía, precios al consumidor de Estados Unidos (sin desestacionalizar) producidos por la Dirección de Estadísticas Laborales del Departamento del Trabajo y una variable *proxy* de productividad, calculada con base al PIB trimestral entre los datos de empleo recabados por el Instituto Salvadoreño del Seguro Social. No fue posible trabajar una ecuación del tipo Curva de Phillips por no disponer de datos de empleo trimestral.

El modelo mensual utiliza datos de 1999 a 2006 para las variables. Los datos provienen de estadísticas oficiales del Banco Central, el FMI, la FED y los Departamentos de Comercio y de Trabajo de Estados Unidos.

## ANEXO 2

## Pruebas de Raíces Unitarias

Variable	Pruebas de Raíz Unitaria						KPSS	
	ADF			PP			??	??
	A	B	C	A	B	C		
LY	-2.75	-0.07	1.73	-2.35	0.36	16.92	0.9	0.14
$\Delta$ LY	-1.57	-1.62	0.03	<b>-8.52</b>	-8.68	<b>-5.04</b>	0.5	0.5
LY*	-2.3	-1.29	11.01	-1.5	-1.12	8.17	0.89	0.16
$\Delta$ LY*	<b>-3.13</b>	<b>-2.93</b>	-1.14	<b>-6.21</b>	<b>-6.06</b>	<b>-2.4</b>	0.18	0.11
$\Delta\Delta$ LY	<b>-13.84</b>	<b>-13.98</b>	<b>-14.15</b>					
LTI	-2.26	-1.18	-0.85	-2.12	-0.96	<b>-0.92</b>	0.64	0.18
$\Delta$ LTI	<b>-6.29</b>	<b>-6.22</b>	<b>-7.7</b>	<b>-7.91</b>	<b>-7.73</b>	<b>-7.7</b>	0.08	0.05
RR	-2.07	-1.06	-1.03	-2.06	-1.03	-1.02	0.6	0.14
$\Delta$ RR	<b>-3.84</b>	<b>-3.85</b>	<b>-3.79</b>	<b>-7.67</b>	<b>-7.7</b>	<b>-7.71</b>	0.13	0.09
LP	<b>-3.52</b>	-0.46	5.47	<b>-3.51</b>	-1.62	4.7	0.9	0.1
$\Delta$ LP	<b>-5.39</b>	<b>-6.47</b>	<b>-2.1</b>	<b>-6.53</b>	<b>-6.48</b>	<b>-4.54</b>	0.22	0.17
LP*	<b>-3.86</b>	0.75	2.87	<b>-3.54</b>	0.35	26.59	0.9	0.11
$\Delta$ LP*	-2.96	-2.87	-0.55	<b>-13.39</b>	<b>-11.82</b>	<b>-5.27</b>	0.43	0.44
LPE	<b>-4.45</b>	<b>-4.03</b>	0.39	<b>-4.46</b>	<b>-4.08</b>	1.44	0.36	0.16
$\Delta$ LPE	<b>-10.52</b>	<b>-10.64</b>	<b>-10.72</b>	<b>-22.72</b>	<b>-19.36</b>	<b>-16.86</b>	0.5	0.5
LPX	<b>-3.86</b>	0.74	2.86	<b>-3.54</b>	0.35	26.59	0.9	0.11
$\Delta$ LPX	-2.96	-2.87	-0.55	<b>-13.39</b>	<b>-11.82</b>	<b>-5.27</b>	0.43	0.44
LPROL	<b>-4.96</b>	<b>-4.95</b>	-0.36	<b>-4.92</b>	<b>-4.9</b>	-0.15	0.2	0.07
LE	<b>-3.59</b>	0.01	2.55	<b>-3.66</b>	-0.07	2.82	0.87	0.07
$\Delta$ LE	<b>-6.96</b>	<b>-6.88</b>	<b>-8.53</b>	<b>-9.36</b>	<b>-9.4</b>	<b>-8.45</b>	0.07	0.06

Los valores en negrilla indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey Fuller Aumentada y Phillips Perron en una muestra de T=100 son de -3,45 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2,89 únicamente la constante (modelo B) y -1,95 sin constante y sin tendencia (modelo C). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba Nu y Nt y los estadísticos de prueba KPSS con constante y con constante y tendencia, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0,463 y 0,146, respectivamente.

### ANEXO 3

#### Estadísticos del procedimiento de Johansen

#### Test de Cointegración de Johansen

#### Ecuación de precios

1 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            1286,870

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LIPC	LW	LIPIM	GAPLPS	LPRENERG
1,000000	-0,471767	-0,467083	-0,533389	-0,042694
	(0,08419)	(0,11556)	(0,27269)	(0,05362)

#### Ecuación del crédito

1 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            1470,147

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LCREPR	LM4R	LRA1	LREMR	LCAFEP
1,000000	-0,839858	0,432996	0,281848	-0,322656
	(0,08160)	(0,16333)	(0,15752)	(0,06890)

#### Ecuación del IVAE

1 Cointegrating Equation(s):            Log likelihood            2031,099

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

LIVAES	LCREPR	LIPIUS	LITCERUSA	LREMR
1,000000	-0,228053	-0,683527	-0,272707	-0,023328
	(0,15173)	(0,29500)	(0,18620)	(0,04452)

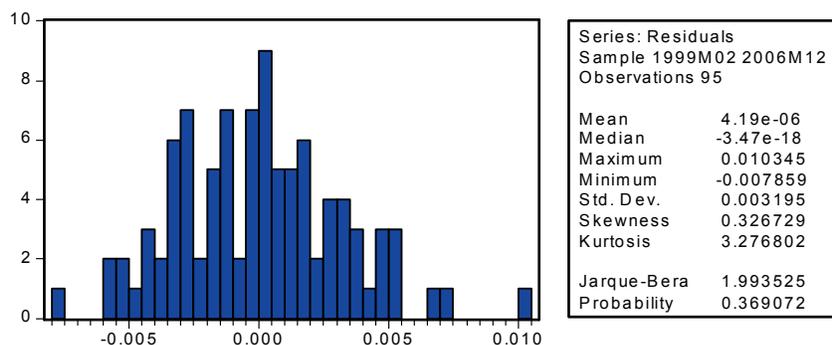
## ANEXO 4

### Pruebas Econométricas

#### Modelo mensual

#### Ecuación de precios: pruebas de diagnóstico

#### Test de Normalidad



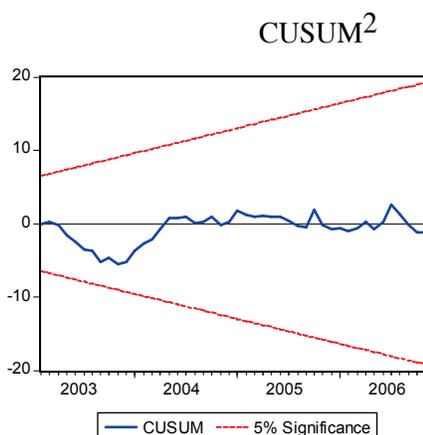
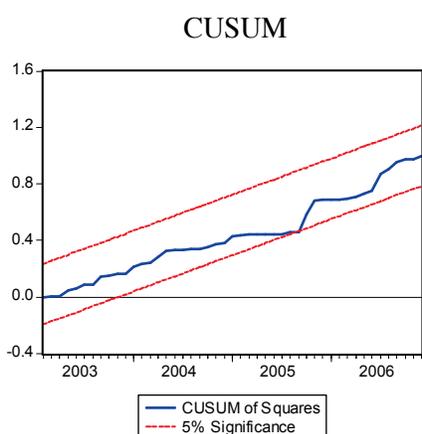
#### Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic 1,685895 Prob. F(12,73) 0,087640  
 Obs\*R-squared 20,61453 Prob. Chi-Square(12) 0,056318

#### Test de Heterocedasticidad ARCH Test

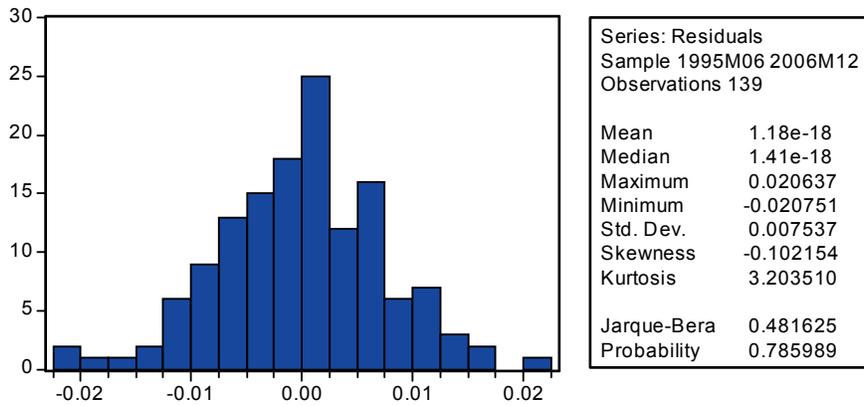
F-statistic 1,452082 Prob. F(12,70) 0,163909  
 Obs\*R-squared 16,54303 Prob. Chi-Square(12) 0,167610

#### Test de cambio estructural



**Ecuación de crédito privado real: pruebas de diagnóstico**

**Test de normalidad**



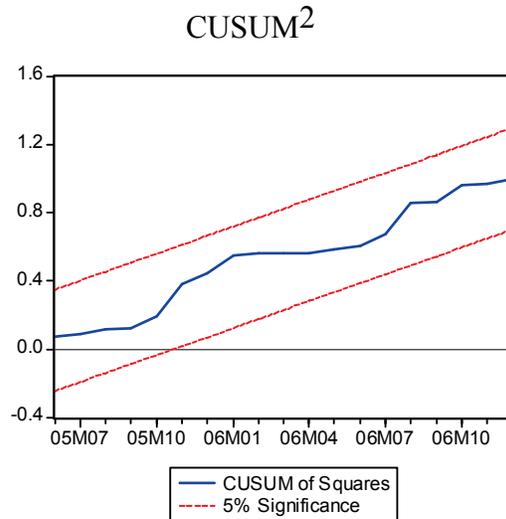
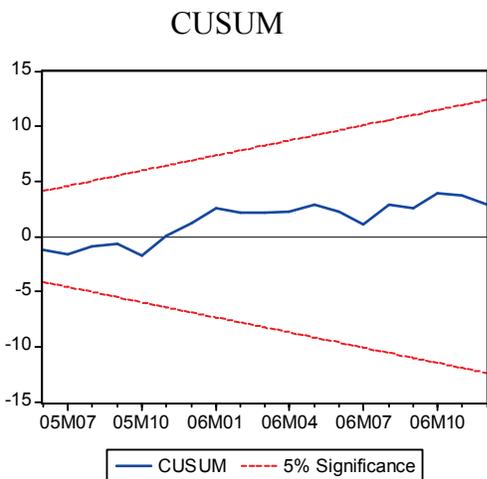
**Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test**

F-statistic	0,364918	Prob. F(12,112)	0,973017
Obs*R-squared	5,230180	Prob. Chi-Square(12)	0,949845

**Test de Heterocedasticidad ARCH Test**

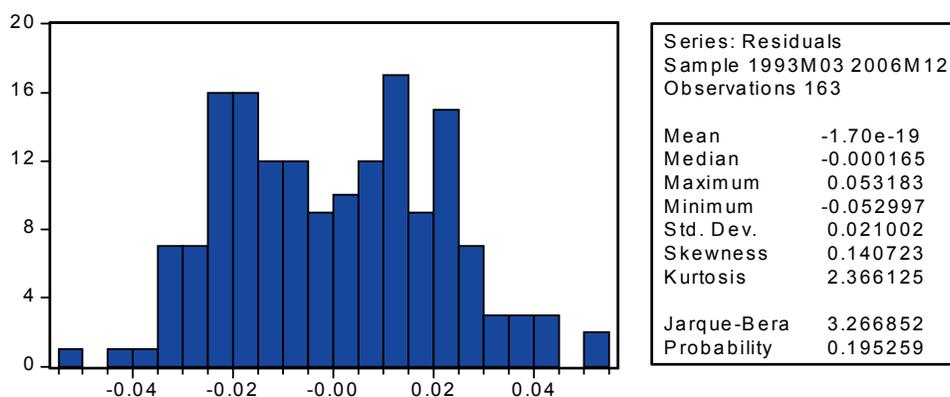
F-statistic	1,722898	Prob. F(12,114)	0,070701
Obs*R-squared	19,49657	Prob. Chi-Square(12)	0,077229

**Test de Cambio Estructural**



## Ecuación del IVAE: pruebas de diagnóstico

### Test de Normalidad



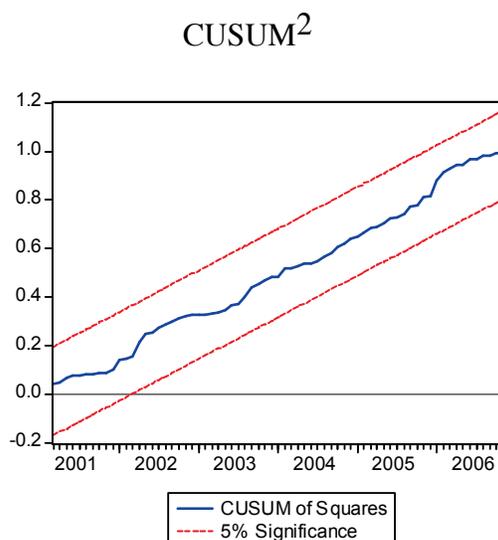
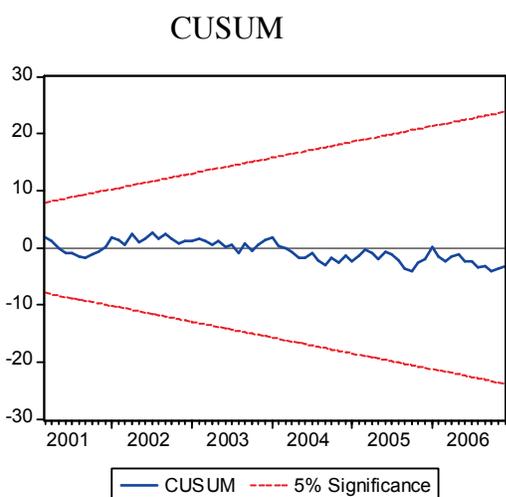
### Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test

F-statistic	1,262698	Prob. F(12,141)	0,247276
Obs*R-squared	15,81684	Prob. Chi-Square(12)	0,199770

### Test de Heterocedasticidad ARCH Test

F-statistic	1,091775	Prob. F(12,124)	0,372844
Obs*R-squared	13,09162	Prob. Chi-Square(12)	0,362416

### Test de Cambio Estructural:



## ANEXO 5

### Ecuaciones del Modelo Mensual

EQ04PRECIOS	Eqn	Eq1: $d\text{lipc} = F(d01, d01b, d03, d\text{gaplps}, d\text{lipc}, d\text{lipim}, d\text{lw}, \text{emc11})$
"ipc = (1 + dlipc) "	Text	Eq2: $\text{ipc} = F(d\text{lipc}, \text{ipc})$
"lipc = log(ipc) "	Text	Eq3: $\text{lipc} = F(\text{ipc})$
"emc11 = lipc - 0,47 "	Text	Eq4: $\text{emc11} = F(\text{gaplps}, \text{lipc}, \text{lipim}, \text{lprenerg}, \text{lw})$
"lm4r = lm4 - lipc "	Text	Eq5: $\text{lm4r} = F(\text{lipc}, \text{lm4})$
"dlm4r = d(lm4r) "	Text	Eq6: $d\text{lm4r} = F(\text{lm4r})$
EQ01CREDITB	Eqn	Eq7: $d\text{lcrepr} = F(d0111, d04j, d0505, d95, d\text{lcrepr}, d\text{lm4r}, d\text{lra1}, d\text{lremr}, \text{ecmcreditb})$
"crepr = (1 + dlcrepr) "	Text	Eq8: $\text{crepr} = F(\text{crepr}, d\text{lcrepr})$
"lcrepr = log(crepr) "	Text	Eq9: $\text{lcrepr} = F(\text{crepr})$
"ecmcreditb = lcrepr "	Text	Eq10: $\text{ecmcreditb} = F(\text{lcafep}, \text{lcrepr}, \text{lm4r}, \text{lra1}, \text{lremr})$
EQ02LIVAES	Eqn	Eq11: $d\text{livaes} = F(d\text{dol}, d\text{lcrepr}, d\text{lipius}, d\text{livaes}, d\text{lremr}, \text{ecmlivaes})$
"ivaes = (1 + dlivaes) "	Text	Eq12: $\text{ivaes} = F(d\text{livaes}, \text{ivaes})$
"livaes = log(ivaes) "	Text	Eq13: $\text{livaes} = F(\text{ivaes})$
"ecmlivaes = livaes "	Text	Eq14: $\text{ecmlivaes} = F(\text{lcrepr}, \text{lipius}, \text{litcerusa}, \text{livaes}, \text{lremr})$

### 3. MODELO MACROECONÓMICO DE PRONÓSTICOS DEL BANCO DE GUATEMALA

Carlos Eduardo Castillo Maldonado<sup>56</sup>  
Walter Noé Herrera Medrano

#### I. Introducción

Guatemala es una economía pequeña y abierta en proceso de modificar su esquema de política monetaria y así convertirse en el sexto país de América Latina (con Brasil, Colombia, Chile, México y Perú) en establecer un régimen de política monetaria basado en metas de inflación explícitas. De conformidad con su nueva ley orgánica, modificada en 2002, el objetivo fundamental del Banco de Guatemala es contribuir al mantenimiento de las condiciones más favorables al desarrollo ordenado de la economía nacional, para lo cual propiciará las condiciones monetarias, cambiarias y crediticias que favorezcan la estabilidad del nivel general de precios. La Junta Monetaria del Banco Central ha interpretado su mandato como establecer una meta de inflación a ser reducida en forma gradual, partiendo de 6% en 2006, hasta 3% en 2011. Para lograrlo, el Banco de Guatemala podrá modificar bajo su criterio la tasa de interés líder, es decir, la tasa de los Certificados de Depósito a Plazo a siete días emitidos por el propio banco. La modificación se decide en las reuniones de la Junta Monetaria, de conformidad con un calendario (generalmente la última semana de cada mes).

Las decisiones del Banco de Guatemala se basan en una serie de indicadores macroeconómicos, entre ellos el Modelo Macroeconómico de Pronósticos, MMP, un modelo de precios rígidos de acuerdo con la orientación nekeynesiana, similar a los modelos de Jeanfils (2005), Villetelle y otros (2005), Smets y Wouters (2002), Clarida, Galí y Gertler (1999) y Rotemberg y Woodford (1998). El MMP es una versión actualizada del modelo presentado en Castañeda y Castillo (2005) y consiste de un sistema de ecuaciones simultáneas que describen la dirección y magnitud de las relaciones dinámicas de las variables representadas. Su objeto es analizar el efecto de las intervenciones del Banco Central sobre las variables nominales y cómo éstas afectan las variables del sector real, como la producción y los precios.<sup>57</sup>

---

<sup>56</sup> Agradecemos a Luis Miguel Galindo y Horacio Catalán sus valiosos comentarios, a Jaromir Benès y Jan Vlcek del Banco de la República Checa por su contribución técnico/académica y al personal de DESA y la CEPAL que contribuyeron a la organización de este proyecto. Las siguientes personas, compañeros del Banco de Guatemala, participaron en el seminario y contribuyeron valiosamente: Mynor Meza, Rubén Narciso, Juan José Méndez, Héctor Valle y Herberth Solórzano. Las opiniones expresadas en este documento no necesariamente representan el punto de vista del Banco de Guatemala. Los autores son los únicos responsables de cualquier error.

<sup>57</sup> Conocido también como Modelo Macroeconómico Semiestructural, MMS, porque sus ecuaciones no se derivan de problemas de optimización dinámica. La parte estructural del modelo consiste en la calibración de las condiciones de estado estacionario.

La asociación entre las diversas variables se manifiesta en tres mecanismos de transmisión de la política monetaria: i) demanda agregada; ii) tipo de cambio; iii) expectativas. Este último incluye expectativas de inflación y expectativas cambiarias.

La utilidad del MMP es su capacidad de obtener pronósticos de mediano y largo plazos de las variables de interés. El pronóstico más importante es el de la inflación, debido al efecto de rezago de las acciones del Banco Central sobre la producción, el empleo y los precios. Tener un pronóstico de inflación basado en el comportamiento de las variables que afectan el nivel de precios es fundamental para condicionar el comportamiento futuro de la tasa de interés. El presente documento describe las principales características del MMP, las ecuaciones de comportamiento de las variables y los efectos cuantitativos dinámicos de una serie de posibles eventos macroeconómicos internos y externos en cada variable. La Sección 2 hace una breve descripción de la economía guatemalteca; la Sección 3 presenta la formulación teórica del MMP; la Sección 4 analiza las principales características del modelo mediante funciones de impulso-respuesta; la Sección 5 presenta las conclusiones.

## II. EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA ECONOMÍA GUATEMALTECA

A continuación se ilustra el comportamiento reciente de las principales variables macroeconómicas del país (inflación, brecha del producto, tasas de interés y tipo de cambio nominal), así como su exposición a variaciones de los precios del petróleo y de la inflación externa.

### 1. Evolución macroeconómica

Guatemala es una economía pequeña y abierta que se encuentra en las últimas fases de implementación de un esquema de metas de inflación explícitas. La Figura 1 ilustra el comportamiento de la inflación, la tasa de crecimiento económico, la tasa de interés de política monetaria y el tipo de cambio para el período 2001Q1-2007Q3.

La tasa de inflación corresponde a la variación interanual desestacionalizada del índice de precios al consumidor del Instituto Nacional de Estadística de Guatemala (INE).<sup>58</sup> La ley Orgánica del Banco de Guatemala establece que el objetivo principal de la institución es generar las condiciones que conduzcan a la estabilidad del nivel general de precios. Además de esto, el Banco Central se encuentra en la última etapa de transición hacia un esquema flexible de Metas Explícitas de Inflación, similar al descrito por Svenson (1997). El propósito de este esquema es establecer una política monetaria activa para mantener una inflación baja y estable en el mediano plazo, así como un crecimiento económico sostenido en el largo plazo.

---

<sup>58</sup> El método utilizado para desestacionalizar las series de tiempo analizadas en el presente documento es X-12 ARIMA.

Esta transición ocurre junto con una inflación que desde principios de 2001 ha superado la meta de la autoridad monetaria (véase la figura 1), debido, principalmente, a que los objetivos cambiarios y de crecimiento económico se han sobrepuesto al objetivo inflacionario en ciertos momentos. El continuo incremento de los precios del petróleo y sus derivados partir de 2004 ha aumentado los costos de producción y del transporte y afectado las expectativas inflacionarias de los agentes económicos. No obstante, la autoridad monetaria ha mantenido estable la tasa de interés en períodos en que los pronósticos de inflación de mediano plazo han sugerido elevar la tasa de interés líder de política monetaria. En particular, el banco ha tratado de evitar una mayor apreciación del tipo de cambio o frenar el dinamismo económico observado desde 2005Q3 (véanse las figuras 1b y 1c). Como consecuencia, el desvío promedio de la inflación respecto a la meta ha sido de 2,1%.

La brecha del producto es la diferencia entre la tasa de crecimiento económico observado y la tasa de crecimiento potencial. Por falta de estadísticas de Cuentas Nacionales trimestrales, la producción observada es calculada con el Índice Mensual de Actividad Económica, IMAE, desestacionalizado. La producción potencial es estimada con el filtro de Hodrick-Prescott. Como lo ilustra la Figura 1b, la economía de Guatemala experimentó una recesión entre los años 2001-2003, ocasionada por la desaceleración económica mundial, especialmente de Estados Unidos y de los socios comerciales centroamericanos del país. La recesión se revirtió en 2004, pero volvió a manifestarse en 2005. Pero de 2005Q3 a la fecha se ha registrado un sostenido dinamismo debido al incremento de los precios de los principales productos de exportación y el incremento de la demanda externa de productos de exportación no tradicionales. Como se mencionó, el incremento del precio del petróleo y derivados ha afectado levemente este dinamismo.

A partir de 2005, la tasa de interés líder de política monetaria es la de los Certificados de Depósito del Banco de Guatemala a siete días (CDP-7). No es una tasa de mercado, sino una tasa fija, cuyo nivel es modificado por la autoridad monetaria, dependiendo de la situación económica (inflacionaria). De conformidad con el mecanismo de transmisión de demanda agregada, la variación de la tasa de interés de política monetaria genera una variación en la misma dirección de las tasas de mercado de corto y largo plazo, lo cual tiene efectos en el consumo, la inversión, la demanda agregada y la inflación. La tasa CDP-7 puede modificarse una vez al mes de acuerdo con un calendario previamente definido por la autoridad monetaria.<sup>59</sup> Como lo ilustra la Figura 1c, la tasa de interés de política comenzó a incrementarse levemente desde febrero de 2005, manteniendo una tendencia creciente hasta la fecha.

Guatemala tiene un tipo de cambio flexible, donde el valor del Quetzal es determinado por el mercado (véase la figura 1d). No obstante, el Banco Central puede intervenir en el mercado de divisas para evitar una fuerte volatilidad de la moneda que pudiera distorsionar los precios relativos de los bienes y servicios domésticos e influir negativamente las expectativas de los

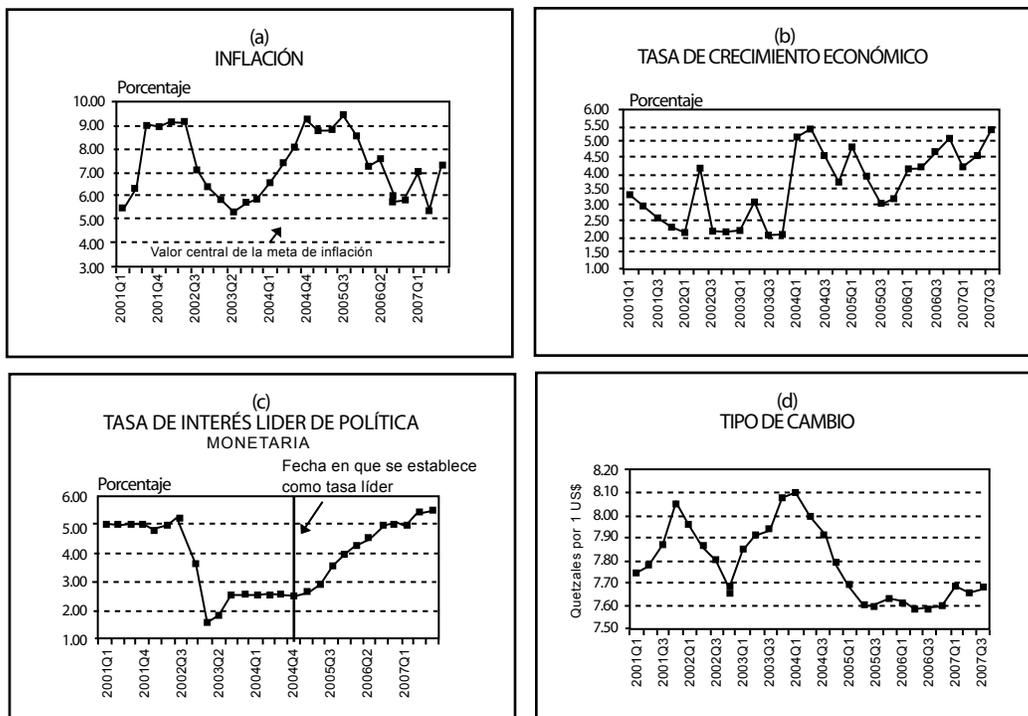
---

<sup>59</sup> Durante 2005-2007, la tasa CDP-7 pudo incrementarse alrededor de nueve puntos base (en 36 ocasiones) por la presión inflacionaria, pero sólo se incrementó en aproximadamente 3,5 puntos base (en 14 ocasiones), lo que equivale a menos del 40% del número de decisiones de tasa de interés líder en el período.

agentes económicos.<sup>60</sup> En particular, el Banco Central estableció una regla de intervención cambiaria que pretende moderar la volatilidad del tipo de cambio nominal. La regla consiste en intervenir comprando o vendiendo divisas, particularmente dólares de Estados Unidos. El mecanismo de compra puede ser activado cuando el tipo de cambio de referencia del Banco Central de un día,  $s_t$ , se encuentra por debajo del promedio de los tipos de cambio de referencia de los cinco días previos,  $\bar{s}_t$  (donde  $\bar{s}_t = \sum_{i=5}^{t-1} s_i$ ), menos un margen de tolerancia de 0,5%;<sup>61</sup> no obstante, si el tipo de cambio de referencia es igual o menor a \$7,60 Q por dólar, el margen de fluctuación permitido antes de intervenir se reduce a 0,1%. El mecanismo de venta es activado cuando el tipo de cambio es mayor o igual a \$7,815 Q por dólar. En este caso, el Banco Central interviene vendiendo dólares cuando  $s_t$  es mayor o igual que  $\bar{s}_t$ , más un margen de tolerancia de 1%; dicho margen se reduce a 0,5% cuando  $s_t$  es igual o mayor a \$8,05 Q por dólar. El cuadro 1 ilustra el mecanismo de intervención cambiaria.

FIGURA 1

COMPORTAMIENTO DE ALGUNAS VARIABLES MACROECONÓMICAS



<sup>60</sup> Con excepción de 2007, el Banco Central ha intervenido en el mercado de divisas de manera regular para regular el nivel, no la volatilidad cambiaria.

<sup>61</sup> El tipo de cambio de referencia del día  $t$ , expresado en Quetzales por Dólares de Estados Unidos de América (Q/US\$), es equivalente al tipo de cambio ponderado de las operaciones de compra y venta de divisas del mercado financiero del país registradas en el día  $t-1$ .

Cuadro 1

## MECANISMO DE INTERVENCIÓN CAMBIARIA DEL BANCO DE GUATEMALA

Intervención de compra		Intervención de venta	
Valor de $s_t$	Condición de intervención	Valor de $s_t$	Condición de intervención
$s_t > 7,60$	$s_t \leq \bar{s}_t - 0,005 \bar{s}_t$	$s_t > 7,815$	$s_t \geq \bar{s}_t + 0,01 \bar{s}_t$
$s_t \leq 7,60$	$s_t \leq \bar{s}_t - 0,001 \bar{s}_t$	$s_t \geq 8,050$	$s_t \geq \bar{s}_t + 0,005 \bar{s}_t$

## 2. Precios del petróleo y su impacto en la inflación

Guatemala no importa petróleo crudo porque carece de grandes refinerías. Importa grandes volúmenes de diesel, gasolina, bunker y gas, los cuales son utilizados como insumos intermedios y finales. De acuerdo con Roubini (2004) y LeBlanc y Chinn (2004), un incremento del precio internacional de los combustibles afecta los precios domésticos. La intensidad del impacto dependerá de la magnitud del incremento, de su persistencia, de la elasticidad de las importaciones de combustibles y de la apertura comercial del país. El cuadro 2 ilustra la proporción de dichas importaciones en el total de bienes importados. Las mayores importaciones son las de diesel y gasolina, y cuya variación de precio produce el mayor impacto inflacionario.

Cuadro 2

### IMPORTACIONES DE PRODUCTOS DERIVADOS DEL PETRÓLEO COMO PROPORCIÓN DEL TOTAL DE IMPORTACIONES DE COMBUSTIBLES

Productos importados	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007 <sup>/1</sup>
Diesel	32.7	31.3	33.4	35.6	41.1	38.4	37.6
Gasolina	33.3	32.1	30.2	34.0	32.8	34.2	31.7
Gas	11.1	8.9	10.0	10.4	10.7	8.9	9.5
Bunker	8.7	12.8	14.2	10.2	10.1	12.8	15.5
Otros	14.2	14.9	12.2	9.9	5.3	5.7	5.7

<sup>/1</sup> Datos a Octubre

Fuente: Elaboración propia con información del Banco de Guatemala

El cuadro 3 ilustra la correlación contemporánea entre la inflación de Guatemala y la variación del precio internacional de la gasolina, el diesel, el gas y el petróleo, con un periodo de rezago. Como puede observarse, sólo las correlaciones entre la inflación y el primer rezago de los productos derivados del petróleo son significativas; dentro de ellas destaca la correlación entre la inflación y la variación del precio del diesel. Este resultado es consistente con el hecho de que las importaciones de este producto superan las importaciones de los otros derivados del petróleo.

Cuadro 3

COEFICIENTES DE CORRELACIÓN ENTRE LA INFLACIÓN Y LOS PRODUCTOS DERIVADOS DEL PETRÓLEO

Correlación con respecto a la inflación	Gasolina Super	Gasolina Regular	Diesel	Gas	Petróleo
Contemporánea	0.08	0.07	0.07	-0.03	-0.07
Con un período de rezago	0.11	0.13	0.22	0.15	0.20

Fuente: Elaboración propia con información del Banco de Guatemala

### 3. El impacto de la inflación externa en la inflación doméstica

Como lo indican Woodford (2002), Atkeson y Ohanian (2001) y Svenson (1997), en una economía pequeña y abierta como la de Guatemala, la inflación doméstica también está determinada por factores externos. A medida que la apertura comercial de un país se incrementa, la inflación doméstica tiende a guardar mayor correlación con la inflación de sus principales socios comerciales. El panel (a) del cuadro 4 indica los valores de las importaciones, las exportaciones y el PIB de Guatemala y sus principales socios comerciales. Las cantidades están expresadas en billones de dólares de 2003. El grado de apertura comercial de un país,  $m$ , se calcula como la razón entre el volumen total de comercio (exportaciones más importaciones) y el PIB. Dos resultados saltan a la vista. En primer lugar, el grado de apertura comercial de los países industrializados descritos en el cuadro 4 es menor que el de los países centroamericanos y México.<sup>62</sup> Por tanto, las tasas de inflación domésticas de los países en desarrollo descritas en el cuadro 4 son más propensas a ser influidas por la inflación externa que las de sus socios industrializados. En segundo lugar, Guatemala tiene una menor apertura comercial en comparación con sus principales socios comerciales. El valor de  $m$  de Guatemala (37,3) es menor en comparación con México (54,9), El Salvador (57,5), Costa Rica (76,7) y Honduras (74,1). Por consiguiente, sería de esperar que el nivel de precios de Guatemala estuviese menos influido por las fluctuaciones de la inflación externa en comparación con el resto de países centroamericanos y México.

El panel (b) del cuadro 4 describe la proporción de las importaciones de Guatemala respecto a cada uno de sus principales socios comerciales. Como puede observarse, Estados Unidos es el mayor socio comercial de Guatemala, seguido por el conjunto de países centroamericanos (9,8% del total de importaciones de 2005) y México. Los países de la zona Euro y Japón son menos importantes. Los países de la Tabla 3 representan alrededor de 60% de las importaciones de Guatemala. Por tanto, se esperaría que las tasas de inflación de Estados Unidos, de Centroamérica y de México tuvieran mayor influencia en los precios domésticos de Guatemala.

<sup>62</sup> El valor promedio de  $m$  para Guatemala, México, El Salvador, Costa Rica, y Honduras es 60,1, mientras que el de Estados Unidos, Japón y la Unión Europea es de 21,2.

Cuadro 4

ESTADÍSTICAS DE COMERCIO DE GUATEMALA Y DE SUS PRINCIPALES  
SOCIOS COMERCIALESGRADO DE APERTURA COMERCIAL (m) DE GUATEMALA Y DE SUS PRINCIPALES SOCIOS COMERCIAL  
Año 2006

	Gua	EEUU	México	El Salvador	Costa Rica <sup>/2</sup>	Hond <sup>/2</sup>	Japón	Zona del Euro
Total de Importaciones FOB (M) <sup>/1</sup>	10.9	1,861.4	256.1	4.6	9.2	4.2	534.5	1,707.5
Total de Exportaciones FOB (X) <sup>/1</sup>	6.2	1,023.0	250.0	7.7	7.1	2.6	615.8	1,744.0
Producto Interno Bruto (PIB) <sup>/1</sup>	30.3	13,194.7	840.0	18.6	19.5	8.3	4,366.4	10,588.8
Grado de apertura comercial (m)	0.56	0.22	0.60	0.66	0.84	0.82	0.26	0.33

<sup>/1</sup> Billones de US\$ de 2006<sup>/2</sup> Billones de US\$ de 2005b. PROPORCIÓN DE LAS IMPORTACIONES DE GUATEMALA POR PAÍS DE ORIGEN (r)  
Período 2006 - 2007

	EEUU	México	El Salvador	Costa Rica	Hond	Japón	Zona del Euro
r <sub>2006</sub>	34.2	8.1	4.8	3.2	1.6	2.6	7.4
r <sub>2007</sub> <sup>/3</sup>	33.5	8.9	4.7	3.1	2.0	2.9	7.8

<sup>/3</sup> Información a octubre

Fuente: Banco de Guatemala y Estadísticas Financieras Internacionales del FMI

Las correlaciones contemporáneas y hasta con dos períodos de rezago entre la inflación de Guatemala y la de sus socios comerciales se describen en el cuadro 5. Con excepción de la inflación de Estados Unidos, cada tasa de inflación se calcula como la variación trimestral anualizada del índice general de precios al consumidor de cada país.<sup>63</sup> Como era de esperarse, la correlación entre la inflación de Guatemala y la de su principal socio comercial, Estados Unidos, es la más elevada. Se observa también que la inflación doméstica está altamente correlacionada con la variación de precios de El Salvador. En este caso, la variación de precios de Guatemala estaría influyendo en la inflación salvadoreña por el alto volumen de exportaciones guatemaltecas, principalmente, vegetales y frutas. Esta elevada correlación podría estar evidenciando patrones de demanda similares, homogeneidad de la oferta laboral y otras características similares en los contratos de trabajo entre ambos países.

A partir de la evidencia empírica mostrada, el modelo macroeconómico de pronósticos, descrito en la siguiente sección, asume que: i) los precios del diesel tienen el mayor impacto en la inflación doméstica; ii) la inflación subyacente de Estados Unidos se puede utilizar como dato de la inflación externa; iii) la tasa de interés de Estados Unidos se puede utilizar como dato de la tasa de interés externa.

<sup>63</sup> En el caso de Estados Unidos se utilizó como base el índice de inflación subyacente, no el índice de inflación total, porque excluye las fluctuaciones de precios de vegetales, frutas y productos energéticos, los cuales no son exportados a Guatemala, por lo que su impacto no se refleja directamente en la inflación doméstica.

Cuadro 5

ESTADÍSTICAS DE COMERCIO DE GUATEMALA Y DE SUS PRINCIPALES  
SOCIOS COMERCIALES

Correlación con respecto a la inflación de Guatemala	EEUU	México	El Salvador	Costa Rica	Honduras	Japón	Zona del Euro
Contemporánea	0.63	0.16	0.37	0.01	0.24	0.15	0.01
Con un período de rezago	0.30	0.14	0.21	0.36	0.28	-0.19	0.34
Promedio	0.47	0.15	0.29	0.19	0.31	-0.02	0.17

Fuente: Elaboración propia con datos del Banco de Guatemala

### III. FORMULACIÓN TEÓRICA DEL MMP

#### 1. Aspectos generales

El MMP es un modelo dinámico de equilibrio general con rigideces nominales, de la familia desarrollada por Jeanfils (2005), Villetelle, de Bandt y Brunhes-Lesage (2005), Smets y Wouters (2002), Clarida, Galí y Gertler (1999) y Rotemberg y Woodford (1998). Consiste en una versión actualizada del modelo presentado en Castañeda y Castillo (2005). Como se describe en el anexo, la estimación de los parámetros combina valores calibrados y valores estimados con diversas técnicas econométricas. El modelo es semiestructural, con un componente estructural equivalente al conjunto de condiciones de equilibrio de largo plazo. Esta metodología para obtener los parámetros de las ecuaciones, es común en los bancos centrales que utilizan modelos econométricos para tomar decisiones de política monetaria.<sup>64</sup>

En un régimen con metas de inflación explícitas, el MMP es parte del Sistema de Pronósticos y Análisis de Política Monetaria, SPAPM, proceso trimestral donde el Equipo de Pronóstico (funcionarios de diversos departamentos) analiza los factores internos y externos que afectan la coyuntura económica, los cuales podrían influir en los pronósticos de inflación y otras variables de corto y mediano plazos; discute información relevante proporcionada por modelos econométricos, indicadores económicos y analistas expertos; finalmente, formaliza una propuesta de acciones de política monetaria (básicamente, modificación de la tasa de interés). La decisión depende de la Junta Monetaria.

La función del MMP es apoyar al Banco de Guatemala en la interpretación del estado de la economía y en la toma de decisiones que contribuyan a su objetivo fundamental. Por consiguiente, el modelo refleja el consenso de los órganos directivos y técnicos del banco sobre los mecanismos por los cuales las decisiones de política monetaria afectan el nivel general de precios. De esta forma, el MMP es un marco donde se discute de manera más precisa y ordenada la implementación de acciones para contener las diversas presiones inflacionarias.

<sup>64</sup> Para mayor referencia, Laxton y Scott (2000), Bank of England (2003), Banco de Chile (2003), Luque y Vega (2002).

El MMP está diseñado según la idea Neokeynesiana que considera rigideces nominales en un esquema de equilibrio general, donde las condiciones de equilibrio de largo plazo de las variables endógenas se calibran y, por lo tanto, representan la parte estructural del modelo.<sup>65</sup> La demanda agregada doméstica se divide en componentes doméstico y externo (este último corresponde a las exportaciones netas). El primer componente es función inversa de la tasa de interés real de largo plazo, mientras que el segundo está en función de la demanda externa y del tipo de cambio real. La inflación está en función de las expectativas de los agentes económicos sobre el futuro comportamiento de los precios, variaciones en los precios de los derivados del petróleo y en la demanda agregada total del país.

Las expectativas inciden en la inflación y el tipo de cambio nominal. Las expectativas de inflación afectan directamente la inflación doméstica; las expectativas cambiarias afectan el tipo de cambio nominal y real, así como la demanda agregada de origen externo, previo a afectar los precios domésticos. Los precios experimentan rigideces nominales, lo cual se manifiesta en un proceso gradual de ajuste que implica persistentes desequilibrios en los mercados de bienes y servicios financieros, así como en fluctuaciones cíclicas de las variables, las cuales eventualmente convergen en un equilibrio de largo plazo. Las variables externas corresponden a Estados Unidos, principal socio comercial y financiero de Guatemala.

El MMP describe tres canales de transmisión de la política monetaria: i) el mecanismo de demanda agregada; ii) el mecanismo del tipo de cambio; iii) el canal de expectativas (de inflación y cambiarias). Estos canales se ilustran en la Figura 2.

El canal de la demanda agregada describe los efectos en la brecha del producto total y en la inflación como resultado de variaciones en la tasa de interés nominal. El incremento de la tasa de interés nominal producirá un incremento en las tasas de interés nominal y real de largo plazo. Al incrementarse la tasa de interés real de largo plazo, la inversión planeada y el consumo de bienes durables disminuirán, lo que se manifestará en la brecha del producto y en la inflación doméstica. Pero el incremento de la tasa de interés nominal también produce una variación positiva en el diferencial de tasas de interés de largo plazo. Esto propicia el ingreso de capital al país, ya que los inversionistas buscan la mayor tasa de retorno. Un mayor flujo de capitales incrementa, a su vez, la oferta de moneda extranjera, activando así el mecanismo de transmisión del tipo de cambio, que presiona hacia la apreciación nominal y real, lo cual reduce las exportaciones y tiene un efecto negativo en la brecha del producto doméstico y en la inflación.

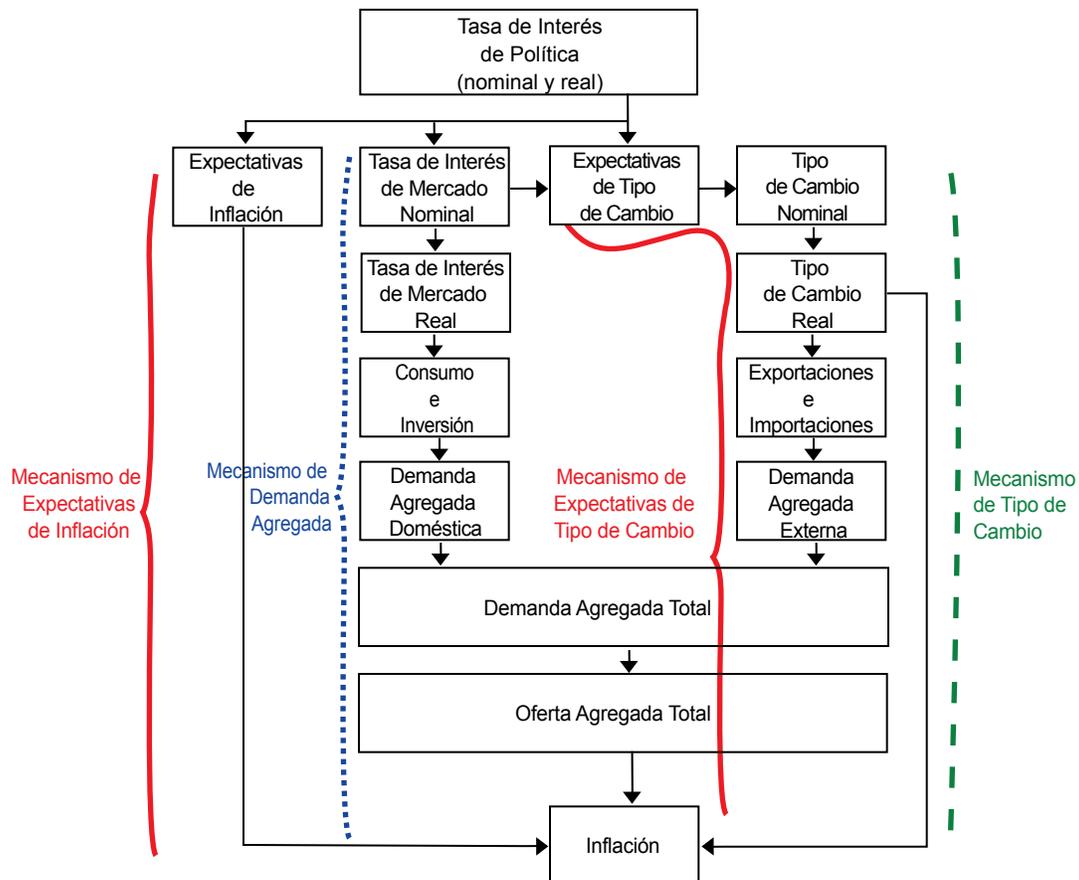
La apreciación real conduce directamente a disminuir el nivel de precios doméstico. El efecto se refleja directamente en el índice de precios al consumidor por la gran cantidad de productos importados enlistados. Finalmente, las expectativas racionales y adaptativas de los agentes económicos juegan un papel importante en la determinación del nivel de precios y del tipo de cambio nominal. Las expectativas inflacionarias y cambiarias se activan a partir de que el

---

<sup>65</sup> El MMP es un modelo semiestructural porque no tiene fundamentos microeconómicos. Las ecuaciones no se obtienen de procesos de optimización de los diversos sectores económicos, como es el caso de los modelos estructurales. Los parámetros de las ecuaciones se estiman con base a la teoría económica y a datos históricos.

Banco Central modifica la tasa de interés nominal. Su incremento disminuye las expectativas de inflación y de apreciación cambiaria de los agentes económicos.

FIGURA 2



## 2. El Modelo Macroeconómico de Pronósticos, MMP

El MMP consiste de un sistema de ecuaciones que cuantifica la dirección y magnitud de las relaciones entre las principales variables macroeconómicas y su evolución previsible, tomando en cuenta la reacción de los agentes económicos a las decisiones monetarias del Banco Central. El MMP es un modelo trimestral con 38 ecuaciones, diez de las cuales son de comportamiento. La mayoría de las series económicas utilizadas para establecer las condiciones iniciales del modelo principian en 1995. Cuando las series son mensuales, los datos se agrupan por trimestres y se desestacionalizan con el programa X-12 Arima. La plataforma de solución, de elaboración de simulaciones y pronósticos del modelo es IRIS, que consiste de un conjunto de códigos elaborados en Matlab por técnicos de la República Checa. Las ecuaciones de comportamiento del MMP se describen a continuación.

## Demanda agregada

Debido a la poca disponibilidad de estadísticas desagregadas y trimestrales de cuentas nacionales, la demanda agregada total se divide en demanda doméstica y demanda externa, de acuerdo con el Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE).<sup>66</sup> La ecuación de comportamiento de la brecha de demanda agregada doméstica,  $\bar{d}_t$ , se describe en la Ecuación (1). Este componente está en función positiva de su rezago y su adelanto, y en función inversa de la brecha de la tasa de interés real de largo plazo. Intuitivamente, el Banco Central afecta la tasa de interés de corto plazo mediante cambios en la tasa líder de política monetaria. La variación repercute, a su vez, en cambios de la tasa de interés de mercado de más largo plazo y en sus brechas, lo cual afecta las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos y, por consiguiente, el comportamiento de la demanda agregada doméstica, la producción interna, el nivel de empleo y los precios. No obstante, la política monetaria sólo tiene efectos en el corto plazo; es decir, el valor de la brecha de la producción de largo plazo es cero, ya que la tasa de crecimiento económico y la tasa de interés real de largo plazo convergen con sus valores de estado estacionario.

$$\bar{d}_t = A_1 \bar{d}_{t-1} + (0.90 - A_1) \bar{d}_{t+1} + A_2 \bar{R}_t + \varepsilon_t^{DD} \quad (1)$$

Donde:

$\bar{d}_t$ : Brecha del producto de origen doméstico en el período t

$\bar{R}_t$ : Brecha de la tasa de interés real de largo plazo en el período t

El comportamiento dinámico de la brecha de demanda agregada de origen externo,  $\bar{x}_t$ , equivalente a la brecha de las exportaciones netas, se describe en la Ecuación (2). La brecha está en función positiva de su rezago, de su adelanto, de la brecha del producto externo y de la brecha del tipo de cambio real. Por lo tanto, la brecha del producto total es la suma ponderada de ambas demandas, como se describe en la Ecuación (3).

$$\bar{x}_t - \bar{x}_{t-1} = 0.99(\bar{x}_{t+1} - \bar{x}_t) + A_3(A_4 \bar{z}_t + \bar{y}_t^* - \bar{x}_t) + \varepsilon_t^{XD} \quad (2)$$

$$\bar{y}_t = A_5 \bar{x}_t + 1 - (A_5) \bar{d}_t \quad (3)$$

Donde:

$\bar{x}_t$ : Brecha del producto de origen externo en el período t

$\bar{z}_t$ : Brecha del tipo de cambio real en el período t

$\bar{y}_t^*$ : Brecha del producto externo en el período t

$\bar{y}_t$ : Brecha del producto doméstico total en el período t

<sup>66</sup> Las estadísticas del PIB están en proceso de actualización con el sistema SCN-93 y estarán disponibles pronto, lo cual contribuirá a desagregar más la demanda agregada doméstica y determinar con más precisión las elasticidades de la tasa de interés, del tipo de cambio y de otras variables relevantes para cada componente.

En este caso, el sector externo de la economía está en función de las fluctuaciones cíclicas de la economía de Estados Unidos y de cambios en el tipo de cambio real. El aumento del dólar incentiva las exportaciones del país. Por consiguiente, la brecha de demanda agregada total puede fluctuar en el corto plazo por fluctuaciones de origen interno y externo.

### Oferta agregada

La oferta agregada se representa en el MMP mediante la Curva de Phillips, la cual especifica los cambios de corto plazo de la inflación en función de factores de oferta y factores de demanda, como lo expresa la Ecuación (4). Los factores de oferta, los cuales influyen en los costos internos de producción, se refieren a la brecha de los precios netos del diesel y a las expectativas de inflación, mientras que los factores de demanda se refieren a las brechas del tipo de cambio real y de la demanda agregada total.<sup>67</sup>

$$\pi_t - \pi_{t-1} = 0.99(\pi_{t+1}^{e,t} - \pi_t) + B_1 \left( (B_2 + B_3) \bar{z}_t + B_3 \bar{q}_t^{oil} + 1 - (B_2 - B_3) \bar{y}_t \right) + \varepsilon_t^{PC} \quad (4)$$

Donde:

$\pi_t$ : Inflación en período t

$\pi_{t+1}^{e,t}$ : Expectativa de inflación para t+1, formada en el período t

$\bar{q}_t^{oil}$ : Brecha de los precios netos del petróleo en el período t

La variable inflación se refiere a la variación trimestral anualizada del Índice de Precios al Consumidor, IPC, total. La especificación de la Ecuación (4) implica homogeneidad dinámica en el largo plazo, es decir, la política monetaria tiene efectos de corto plazo, pero es neutral en el largo plazo. La Curva de Phillips es vertical en el largo plazo, dado que todas las brechas convergen en cero, mientras la inflación observada y la inflación esperada convergen en la meta anunciada por la Autoridad Monetaria. La ecuación está especificada en variaciones de la inflación (aceleración inflacionaria), por lo que las variables determinantes podrían contener valores negativos, lo cual contribuiría a desacelerar el ritmo inflacionario, sin que esto necesariamente conlleve a un proceso desinflacionario.

### Política monetaria

Una función de reacción del banco determina la tasa de interés líder de política monetaria, la de los Certificados de Depósito a siete días emitidos por el Banco de Guatemala. Esta función se describe a continuación.

---

<sup>67</sup> Por precios netos del diesel se entiende la diferencia entre su precio internacional y la inflación externa. La transformación de esta variable se hace con el objeto de evitar la duplicación de los efectos de segunda vuelta en los precios de los combustibles que podrían derivarse de los cambios de la inflación externa.

$$i_t = D_1 i_{t-1} + 1 - (D_1) (i_t + D_2 (\pi_{t+6} - \bar{\pi}_{t+6}) + D_3 \bar{y}_t) + \varepsilon_t^{PM} \quad (5)$$

Donde:

- $i_t$ : Tasa de interés nominal de corto plazo en el período t
- $i_t$ : Tendencia de la tasa de interés de corto plazo en el período t
- $\pi_{t+6}$ : Inflación observada en el período t+6
- $\bar{\pi}_{t+6}$ : Meta de inflación en el período t+6

Como se indica en la Ecuación (5), la tasa de interés líder está en función de su rezago, lo cual refleja la preferencia del Banco Central de que el comportamiento de la tasa sea relativamente estable. La tasa líder responde principalmente a la brecha entre la inflación observada y su meta seis trimestres adelante, lo cual le proporciona el carácter prospectivo (*forward looking*) a la función de reacción. Esto se debe a que las acciones de política monetaria afectan los precios con un rezago de seis trimestres, aproximadamente. Adicionalmente, la tasa de interés responde al comportamiento de su valor tendencial y a variaciones en la brecha del producto. Los parámetros de la función de reacción del Banco Central son calibrados.

Los cambios de la tasa de interés de corto plazo generan variaciones en las tasas de interés de largo plazo, como lo indica la curva de rendimientos, Ecuación (6). De acuerdo con esta ecuación, la tasa de interés nominal de largo plazo responde a su propia inercia, al valor actual y a los valores esperados promedio de la tasa de interés de corto plazo, así como a la brecha entre las tasas de interés de corto y de largo plazo, la cual tiende a mantenerse constante a lo largo del tiempo. Los cambios en la tasa de interés nominal de largo plazo se trasladan a la tasa de interés real de largo plazo, como lo indica la identidad de Fisher, Ecuación (7). La brecha de esta última variable es la que afecta la demanda agregada de origen doméstico.

$$I_t = F_1 I_{t-1} + (1 - F_1) ((i_t + i_{t+1} + i_{t+2} + i_{t+3}) / 4 + term_t) + \varepsilon_t^{CR} \quad (6)$$

$$R_t = I_t - \pi_{t+1}^{e,t} \quad (7)$$

Donde:

- $I_t$ : Tasa de interés nominal de largo plazo en el período t
- $term_t$ : Brecha entre las tasas de interés de corto y largo plazo en t
- $R_t$ : Tasa de interés real de largo plazo en el período t

El tipo de cambio nominal se determina mediante una combinación entre la paridad descubierta de tasas de interés, como lo expresa la Ecuación (8). En particular, el diferencial entre las tasas de interés nominales doméstica y externa de largo plazo son equivalentes a la diferencia anualizada entre las expectativas cambiarias formadas en el período actual y el tipo de cambio nominal ajustado por la prima Riesgo País de Guatemala. La tasa de interés nominal de largo plazo corresponde a la tasa de interés de Bonos del Tesoro de Estados Unidos con vencimiento constante a un año.

$$I_t - I_t^* = 4(s_{t+1}^{e,t} - s_t) + \rho_t + \varepsilon_t^{MD} \quad (8)$$

Donde:

$I_t^*$ : Tasa de interés nominal externa de largo plazo en el período t

$s_t$ : Tipo de cambio nominal en el período t

$s_{t+1}^{e,t}$ : Expectativa cambiarias para t+1, formadas en el período t

### Expectativas inflacionarias y cambiarias

En el MMP, el mecanismo de formación de precios y el de determinación del tipo de cambio nominal están determinados a su vez por procesos de formación de expectativas. En ambos mecanismos, la formación de expectativas es una combinación de expectativas adaptativas (*backward looking*) y de expectativas racionales (*forward looking*), como lo expresan las Ecuaciones (9) y (10). El componente de expectativas cambiarias adaptativas es ajustado por cambios en la tendencia del tipo de cambio real neto del diferencial entre la meta de inflación y su valor de equilibrio de largo plazo.

$$\pi_{t+1}^{e,t} = W_1 \pi_{t+1} + (1 - W_1) \pi_{t-1} \quad (9)$$

$$s_{t+1}^{e,t} = W_2 s_{t+1} + (1 - W_2) \left( s_{t-1} + \frac{1}{2} (z_t + \bar{\pi}_t - \pi_{ss}) \right) \quad (10)$$

Donde:

$z_t$ : Componente tendencial del tipo de cambio real en el período t

$\pi_{ss}$ : Valor de equilibrio de largo plazo de la inflación doméstica

Las expectativas de inflación afectan directamente la inflación presente, como lo indica la Curva de Phillips, Ecuación (4). Por su parte, las expectativas cambiarias contribuyen a determinar el tipo de cambio nominal mediante la paridad descubierta de tasas de interés, Ecuación (8). El tipo de cambio nominal incide a su vez en el tipo de cambio real, en las exportaciones netas y en el nivel de precios. Los parámetros de las ecuaciones anteriores también son calibrados.

### 3. Información Auxiliar que alimenta el MMP

La información auxiliar para obtener los pronósticos es la siguiente: i) un sistema de manejo de datos; ii) pronósticos de corto plazo; iii) modelos satélites; y, iv) otra información relevante. Cada uno de estos aspectos se detalla a continuación.

#### Sistema de manejo de datos

Este sistema consiste en la administración de una base de datos cuyo propósito es proporcionar información actualizada de las principales variables insumo del MMP, así como datos y pronósticos previos del modelo. La Sección de Análisis de Mercados y Comercio Exterior está actualmente encargada de manejar esta base de datos. Los funcionarios elaboran reportes de monitoreo de información proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística, que indican los

efectos en los pronósticos de corto plazo. La información de esta base está disponible de manera oportuna y puede ser consultada por cualquier miembro del personal del área económica del Banco Central.

### **Pronósticos de corto plazo y de variables externas**

Los pronósticos de corto plazo se refieren a los del trimestre en curso y del trimestre siguiente, con las variables endógenas de la inflación y las brechas de la producción. Los pronósticos son proporcionados por la Sección de Análisis de Mercados y Comercio Exterior, basada en modelos de series de tiempo, en juicios de valor de acuerdo con su experiencia y en pronósticos de variables exógenas, como el precio futuro del petróleo. Se asume que, para el corto plazo, dichos pronósticos son más exactos que las proyecciones del MMP. Por tanto, se toman como condiciones iniciales de los pronósticos de largo plazo del modelo, que son los más relevantes para la toma de decisiones de política monetaria, ya que están condicionados al comportamiento de sus fundamentos macroeconómicos y de condiciones de convergencia de largo plazo.

Los pronósticos de variables externas son los pronósticos de los precios internacionales del diesel que cotizan en la Bolsa de New York, así como de las principales variables macroeconómicas, particularmente la tasa de crecimiento económico, la tasa de interés y la tasa de inflación de Estados Unidos. En la actualidad, dichos pronósticos se adquieren de Consensus Forecast y Global Insight, empresas especializadas en vender pronósticos de variables económicas.

#### **4. Modelos satélites**

Este tipo de modelos es utilizado para generar pronósticos trimestrales de variables que tienen mayor periodicidad, como el IMAE y sus dos componentes, cuyos datos son mensuales. Para hacer la conversión de periodos, el Departamento de Investigaciones Económicas emplea los modelos ARIMA o VAR.

#### **5. Otra información relevante**

El MMP se retroalimenta de los juicios de valor y de información proporcionada por el Equipo de Pronóstico, y de las reflexiones, análisis y otros elementos de juicio del Comité de Ejecución y de la Junta Monetaria. Lo anterior denota la importancia de la interacción entre el personal técnico del Equipo de Pronóstico y las autoridades del Banco de Guatemala para la adecuada toma de decisiones.

#### IV. CARACTERÍSTICAS DEL MMP

En la presente sección se ilustran las principales capacidades del MMP mediante simulaciones de los siguientes eventos: i) disminución de un punto porcentual en la meta de inflación; ii) incremento de 100 puntos básicos en la tasa de interés líder de política monetaria; iii) depreciación del tipo de cambio nominal de 5%; iv) disminución de un punto porcentual de la tasa de crecimiento de la demanda externa; v) disminución de 100 puntos básicos de la tasa de interés externa; vi) incremento de \$10 dólares en el precio internacional de los combustibles.<sup>68</sup>

Con excepción de la simulación de una depreciación del tipo de cambio nominal durante un trimestre, los demás eventos son shocks de mediano plazo, entre dos trimestres y un año. Lo más importantes es analizar los shocks que intentan simular eventos macroeconómicos reales, ante los cuales cualquier banco central se enfrenta normalmente.

Los efectos de cada uno de los eventos anteriores se ilustra mediante las funciones de impulso-respuesta de las tasas de interés nominales y reales de corto plazo; de las expectativas de inflación y del tipo de cambio; de las fluctuaciones cambiarias nominales y reales; de las brechas de la producción (de demanda doméstica, de demanda externa y total) y de la inflación. Las acciones del Banco Central sobre las variables del MMP se describen mediante los tres canales de transmisión de la política monetaria.

##### 1. Disminución de la meta de inflación

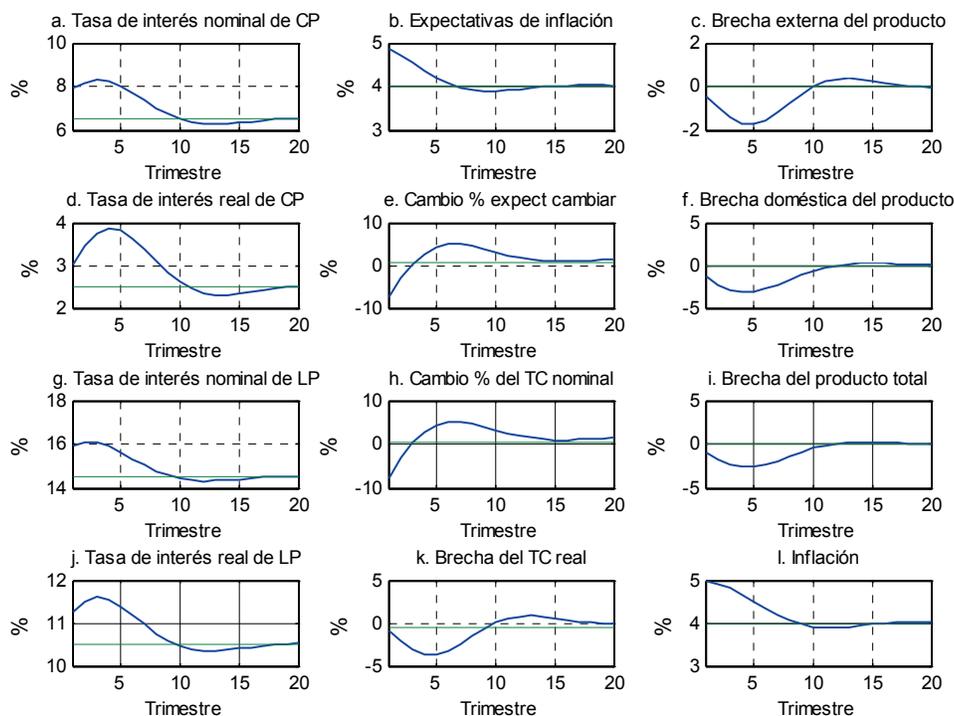
De conformidad con la Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia para 2007, la meta de inflación establecida por la Junta Monetaria del Banco Central para ese año es de 5%, con un margen de holgura de 1%. Se espera que la meta se reduzca en medio punto anual los años subsiguientes, hasta alcanzar 3%, lo cual ocurriría en 2011. Es decir, el tiempo requerido para que la meta de inflación se reduzca en un punto es ocho trimestres (2 años). La Figura 3 ilustra la simulación del efecto que tendría en las variables del MMP una disminución gradual de un punto porcentual en la meta de inflación (de 5% a 4%) a lo largo de ocho trimestres.

Para lograr una disminución permanente de la meta de inflación, el Banco Central debe activar el mecanismo de demanda agregada, incrementando la tasa de interés líder de política monetaria,  $i_t$ , equivalente a la tasa de los Certificados de Depósito del Banco de Guatemala a siete días. El incremento de la tasa de interés líder de política monetaria aumentaría la tasa de interés nominal,  $I_t$ , por supuesto, y la real,  $R_t$ , de largo plazo. El aumento de esta última aumentaría la brecha de la tasa de interés real de largo plazo,  $\bar{R}_t$ , la cual, como se expresa en la Ecuación (1), conduciría a disminuir la tasa de crecimiento de la demanda doméstica,  $d_t$ , lo que a su vez conduciría a disminuir la tasa de crecimiento de la producción total,  $y_t$ , y de la inflación,  $\pi_t$ , como se ilustra en la Figura 3. A su vez, el incremento de la tasa de interés líder de política monetaria activa los otros dos mecanismos de transmisión de la política monetaria. Las expectativas de

<sup>68</sup> La tasa de crecimiento de la demanda externa y la tasa de interés externa se refieren a las de Estados Unidos.

inflación de los agentes económicos,  $\pi_{t+1}^{e,t}$ , se reducen gradualmente, lo cual genera desaceleración inmediata de la inflación,  $\pi_t$ , como los describe la Curva de Phillips, Ecuación (4).

FIGURA 3



La acción del Banco Central también impacta las expectativas cambiarias de los agentes económicos,  $s_{t+1}^{e,t}$ , las cuales se reducen, ya que se espera una apreciación del tipo de cambio en un futuro cercano. El efecto de esta variable se combina con el mecanismo de tipo de cambio —activado por el aumento de la tasa de interés de política monetaria—, el cual incrementa las tasas de interés nominales de mercado de más largo plazo, representadas en el MMP por  $I_t$ . El incremento en dicha tasa incrementa el diferencial de tasas de interés, como se indica en el lado izquierdo de la paridad descubierta de tasas de interés, Ecuación (8). Por consiguiente, el tipo de cambio nominal,  $s_t$ , se aprecia (disminuye) más de lo esperado por los agentes económicos,  $s_{t+1}^{e,t}$ , para mantener la igualdad en la ecuación, ya que la prima por riesgo país,  $\rho_t$ , permanece constante. Como resultado, la apreciación del tipo de cambio nominal genera una apreciación del tipo de cambio real,  $z_t$ , la que a su vez conduce a disminuir la tasa de crecimiento de las exportaciones netas,  $x_t$ . Este efecto contribuye a reducir aún más la tasa de crecimiento de la producción,  $y_t$ , y la tasa de inflación,  $\pi_t$ .

En la simulación, la tasa de interés de política monetaria se incrementaría de 7,50% —nivel de equilibrio inicial— hasta 8,28% (incremento de 0,78 puntos básicos), luego de tres trimestres, antes de iniciar una reducción gradual, hasta alcanzar el nuevo valor de equilibrio, 6,5%.<sup>69</sup> El incremento de la tasa líder se traslada a las tasas de interés de mercado de más largo plazo. La tasa de interés activa aumenta de 15,50% – nivel de equilibrio inicial— hasta 16,10%, luego de dos trimestres, para luego converger en el nuevo valor de equilibrio, 14,5%.

La tasa de interés real se incrementa más de 10,5%, —valor de estado estacionario—, aunque permanece constante, ya que en el largo plazo la tasa de interés nominal y la inflación disminuyen. En otras palabras, la brecha de la tasa de interés de largo plazo aumenta, lo que conduce a una disminución de un punto porcentual en la tasa de crecimiento de la demanda agregada doméstica de corto plazo.<sup>70</sup>

El tipo de cambio se aprecia 7,9% (61 centavos a 7,70 quetzales por dólar) durante el primer trimestre del evento, antes de converger en una tasa de depreciación de largo plazo de 0,5%.<sup>71</sup> Esto genera una apreciación de 3,74% del tipo de cambio real y una reducción de 0,43% en la tasa de crecimiento de las exportaciones netas. Como resultado, la tasa de crecimiento de la producción se reduce en 0,81% a lo largo de los 20 períodos de la simulación (de 6%, valor de equilibrio de largo plazo, a 5,19%). La tasa de inflación observada y las expectativas de inflación de los agentes económicos convergen gradualmente en su nuevo valor de equilibrio, 4%.

## 2. Incremento de la tasa de interés de política monetaria

Como se ha indicado, la tasa de interés líder de política monetaria en Guatemala es la tasa de interés en los Certificados de Depósito a Plazo, CDPs, que emite el Banco de Guatemala a un plazo de 7 días. En el MMP, el valor de equilibrio de largo plazo de la tasa de interés líder es 5,5%, el cual se obtiene de la suma de los valores de equilibrio de la inflación de largo plazo, 3%, y de la tasa de interés real de corto plazo, 2,5%.

Considerando que la Junta Monetaria modifica su tasa de interés líder en 25 puntos base cada vez (hacia arriba o hacia abajo) y que esta opción es considerada cada mes, se simuló el shock de un incremento temporal de un punto porcentual en la tasa de interés de política (de 5,5% a 6,5%), repartido en incrementos graduales de 0,25 puntos básicos por cuatro meses consecutivos, es decir, 0,75 puntos básicos el primer período (trimestre) y 0,25 puntos el segundo. El modelo asume que el Banco de Guatemala mantiene fijo el valor de la tasa de interés

<sup>69</sup> La disminución de la meta de inflación se simula como evento permanente, lo que genera cambios en los valores de estado estacionario de las variables cuyo valor de equilibrio es función del valor de inflación de estado estacionario.

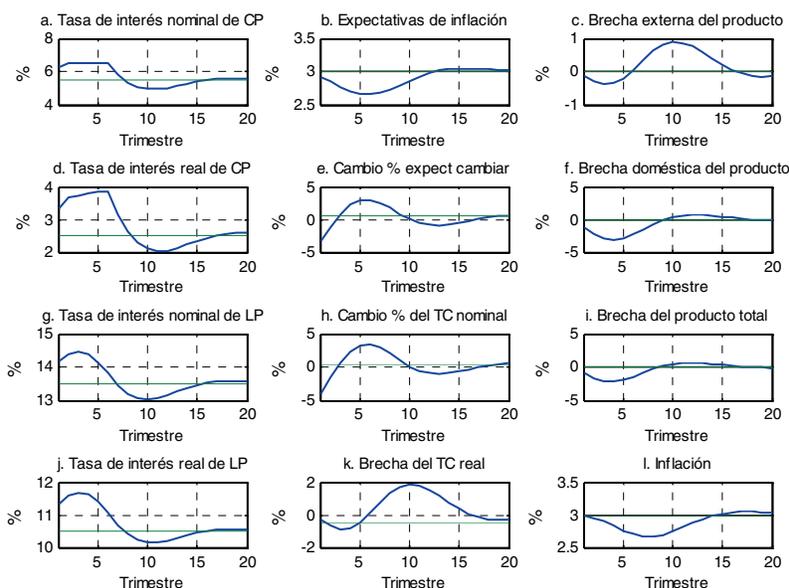
<sup>70</sup> La tasa de crecimiento de la demanda doméstica se reduce de 6% —su nivel de equilibrio de largo plazo— a 3,11%, luego de cuatro trimestres, para volver a converger en su nivel de equilibrio. Por tanto, a lo largo de los veinte trimestres (cinco años) de la simulación, la reducción promedio de la tasa de crecimiento trimestral anualizada de la demanda agregada doméstica es un punto porcentual.

<sup>71</sup> La apreciación del tipo de cambio nominal observada es mayor que la expectativa de apreciación cambiaria, de acuerdo con la cual el tipo de cambio nominal se aprecia 7,4% (57 centavos de quetzal por dólar).

líder, 6.5% cuatro trimestres adicionales antes de dejar que la tasa retorne a su valor de equilibrio de largo plazo. El objeto de esto es que la simulación se apegue lo más posible a la realidad, ya que usualmente el banco hace una pausa antes de cambiar de dirección. Los resultados de esta la simulación se ilustran en la Figura 4.

Los efectos de las acciones del Banco Central se trasladan al sector real por medio de los tres mecanismos considerados por el MMP. En el mecanismo de demanda agregada, el incremento de la tasa de interés líder,  $i_t$ , se traslada primero a las tasas de interés reales del mercado, tanto de corto,  $r_t$ , como de largo plazo,  $R_t$ . Esta última se incrementa por arriba de su valor de equilibrio, afectando así las decisiones de consumo e inversión, las cuales se contraen. Esto produce una disminución de la tasa de crecimiento de la demanda agregada doméstica,  $d_t$ , debajo de su nivel tendencial de largo plazo y, por consiguiente, de la tasa de crecimiento de la producción total,  $y_t$ . Como consecuencia, la tasa de inflación,  $\pi_t$ , se desacelera.

FIGURA 4



El incremento de la tasa de interés líder disminuye las expectativas de inflación de los agentes económicos,  $\pi_{t+1}^{e,t}$ , por debajo del valor de equilibrio de largo plazo de la inflación, contribuyendo así a disminuirla mediante su efecto en la ecuación de oferta agregada. De igual forma, las expectativas cambiarias de los agentes económicos,  $s_{t+1}^{e,t}$ , se orientan hacia la apreciación cambiaria y se combinan con el mecanismo de transmisión cambiario, activado por el incremento de la tasa de interés líder de política monetaria,  $i_t$ , que aumenta la tasa de interés nominal de largo plazo,  $I_t$ , la cual, por medio de la paridad descubierta de tasas de interés —Ecuación (8)— aumenta el diferencial de la tasa de interés nominal de largo plazo respecto a la de Estados Unidos,  $I_t^*$ . Esto propicia la apreciación del tipo de cambio nominal,  $s_t$ , que debe superar la apreciación esperada por los agentes económicos,  $s_{t+1}^{e,t}$ , para que la identidad de la

ecuación siga igual. En consecuencia, se genera una apreciación temporal del tipo de cambio real,  $z_t$ , durante los ocho períodos iniciales, ya que posteriormente  $z_t$  se deprecia respecto a su valor de largo plazo por la disminución de la inflación doméstica. Por tanto, la apreciación temporal en  $z_t$  conduce a disminuir la brecha de la producción interna para consumo externo (exportaciones netas),  $x_t$ , lo cual también contribuye a desacelerar la tasa de crecimiento de la producción total,  $y_t$ , y la inflación,  $\pi_t$ .

Según los resultados de la simulación, el incremento de la tasa de interés líder aumenta la tasa de interés nominal de mercado de largo plazo, la cual alcanza un valor de 14,47% (0,97 puntos más que su valor de largo plazo) después de tres trimestres, para luego converger en su valor estacionario. De igual forma, la tasa de interés real de largo plazo se incrementa gradualmente hasta alcanzar 11,69% después de tres trimestres (119 puntos más que su valor de equilibrio), antes de retornar a su valor inicial. El efecto conduce también a una disminución de las tasas de crecimiento de la demanda agregada doméstica y de la producción total equivalentes, en términos acumulados, 14,1% y 7,9% debajo de las tasas de crecimiento potencial a lo largo de 20 trimestres. En otras palabras, la tasa de crecimiento anual de la demanda agregada doméstica se reduce a 5,15% (inferior 0,85 puntos promedio por período), mientras que la tasa de crecimiento de la producción total se reduce a 5,53% (inferior en 0,47 puntos básicos por período).<sup>72</sup>

La apreciación cambiaria producida por una mayor tasa de interés nominal de largo plazo es 4% el primer trimestre, superior a las expectativas de apreciación de los agentes económicos, 0,31%. Esto conduce a una apreciación temporal del tipo de cambio real, la cual alcanza su máximo nivel a los tres trimestres, 0,89%, por debajo de su nivel de equilibrio de largo plazo. El efecto en la inflación es una reducción promedio de 2,26%, por debajo de su valor de equilibrio (3%); es decir, la tasa de inflación se reduce a 2,93% (inferior 0,07 puntos promedio por período). La inflación alcanza su valor mínimo luego del sexto trimestre, 2,64%, es decir, 0,36 puntos menos que su valor de estado estacionario.<sup>73</sup>

### 3. Depreciación del tipo de cambio nominal

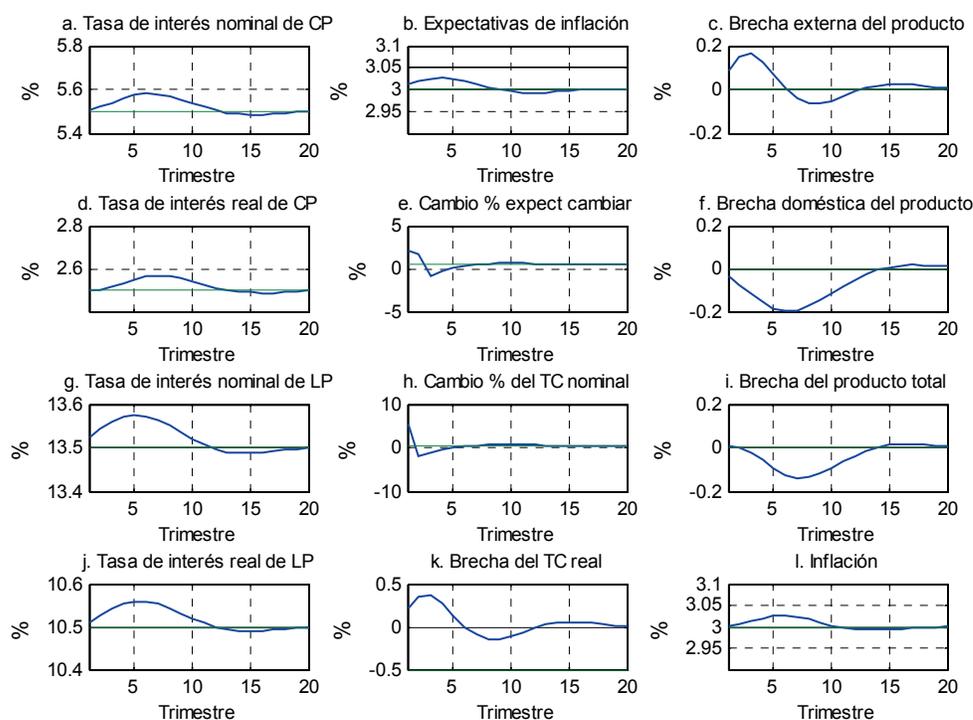
El sistema cambiario de Guatemala es tipo de cambio flexible, en cuyo mercado el Banco Central sólo interviene para apaciguar la volatilidad de la moneda. En el MMP, el tipo de cambio es una variable endógena, sujeta a shocks de factores internos o externos. En este apartado se simula una depreciación de 5% del cambio nominal a lo largo de un trimestre. Considerando que 7,70 quetzales equivalen a un dólar, una depreciación de 5% equivale a un incremento de 39 centavos de quetzal durante un trimestre (o un incremento consecutivo de 13 centavos de Quetzal por mes durante tres meses). Resultados en la Figura 5.

<sup>72</sup> La mayor reducción de la tasa de crecimiento de la producción es 2,2% y ocurre luego de cuatro períodos. Esto significa que la tasa sería 3,8% el cuarto trimestre.

<sup>73</sup> El comportamiento de la inflación esperada es similar al de la inflación observada, aunque su efecto cuantitativo es un poco menor (una expectativa inflacionaria de hasta 2,66%, luego de seis períodos).

La depreciación de 5% del tipo de cambio nominal se traslada inmediatamente al sector real por los mecanismos de expectativas y cambiario. El último mecanismo en ser activado es el de demanda agregada. La depreciación del tipo de cambio nominal,  $s_t$ , incrementa las expectativas inflacionarias de los agentes económicos,  $\pi_{t+1}^{e,t}$ , y la inflación observada,  $\pi_t$ . Las expectativas cambiarias,  $s_{t+1}^{e,t}$ , también aumentan, aunque menos que la depreciación observada, ya que el evento, como es lógico, no podía ser previsto por los agentes económicos. La depreciación nominal ocasiona depreciación del tipo de cambio real,  $z_t$ , arriba de su valor de equilibrio de largo plazo. Esto genera un incremento de la tasa de crecimiento de las exportaciones netas,  $x_t$ , en los períodos inmediatamente posteriores al shock, así como de la tasa de inflación doméstica,  $\pi_t$ .

FIGURA 5



El incremento de los precios domésticos activa el mecanismo de demanda agregada porque el Banco Central reacciona ante una mayor tasa de inflación con un aumento de la tasa de interés líder,  $i_t$ , que repercute en las tasas de interés reales de corto,  $r_t$ , y de largo plazo,  $R_t$ . Por tanto, el consumo y la inversión doméstica se contraen y así disminuyen la tasa de crecimiento de la demanda agregada doméstica,  $d_t$ , que se reduce por debajo de su valor tendencial de largo plazo. Esto ocasiona una disminución de la producción agregada,  $y_t$ , que contribuye a reducir la inflación,  $\pi_t$ , y ésta converja en su valor de equilibrio, 3%, en el mediano plazo. La desaceleración del nivel general de precios contribuye a la posterior convergencia del tipo de cambio real y de las exportaciones netas con sus valores de equilibrio.

El efecto de una depreciación inesperada del tipo de cambio nominal ocasiona un incremento de las expectativas inflacionarias de 0,06% por período, y de 0,11% en tasa de inflación simulada. Valores poco significativos.. Los mayores valores de inflación esperada y observada ascienden a 3,03% (3 puntos arriba de la inflación de equilibrio). Esto ocurre en el cuarto y tercer período posteriores al shock cambiario, un traspaso indiscernible a los precios domésticos.<sup>74</sup>

La depreciación nominal, por su parte, conduce a depreciar el tipo de cambio real, 1,04% arriba de su valor de equilibrio de largo plazo, equivalente a una depreciación promedio de 0,05% por período. Esto incrementa 0,47% el crecimiento potencial de las exportaciones netas; es decir, su tasa de crecimiento anual aumenta 6,03% (tres puntos más que la tasa de largo plazo).

El efecto en las tasas de crecimiento de la demanda agregada doméstica y la brecha de producción total es una reducción de 1,48% y 0,80% a lo largo de 20 trimestres; es decir, la tasa de crecimiento anual de la demanda agregada doméstica se reduce a 5,91% (nueve puntos menos que la tasa de equilibrio), mientras que la tasa de crecimiento de la producción se desacelera a 5,95% (cinco puntos menos que la tasa de largo plazo).

Los resultados denotan que una depreciación del tipo de cambio nominal es nociva para la economía del país, ya que, aun si el incremento de la tasa de inflación por arriba de la meta fuera bajo, la disminución de la tasa de crecimiento de la demanda agregada y de la producción total seguiría siendo mayor al aumento de la tasa de crecimiento de las exportaciones netas.<sup>75</sup>

#### 4. Disminución en la tasa de crecimiento de la demanda externa

Este apartado ilustra los efectos en Guatemala de un punto menos en la tasa de crecimiento de Estados Unidos. La simulación asume que la reducción es gradual, en múltiplos de 0,25 puntos por debajo de la tasa de crecimiento de largo plazo durante cuatro trimestres. Esto significa que al final del primer año, la tasa de crecimiento sería un punto menos. En el mediano plazo, convergería en su valor de equilibrio. El efecto de esta reducción en las variables del MMP se ilustra en la Figura 6.

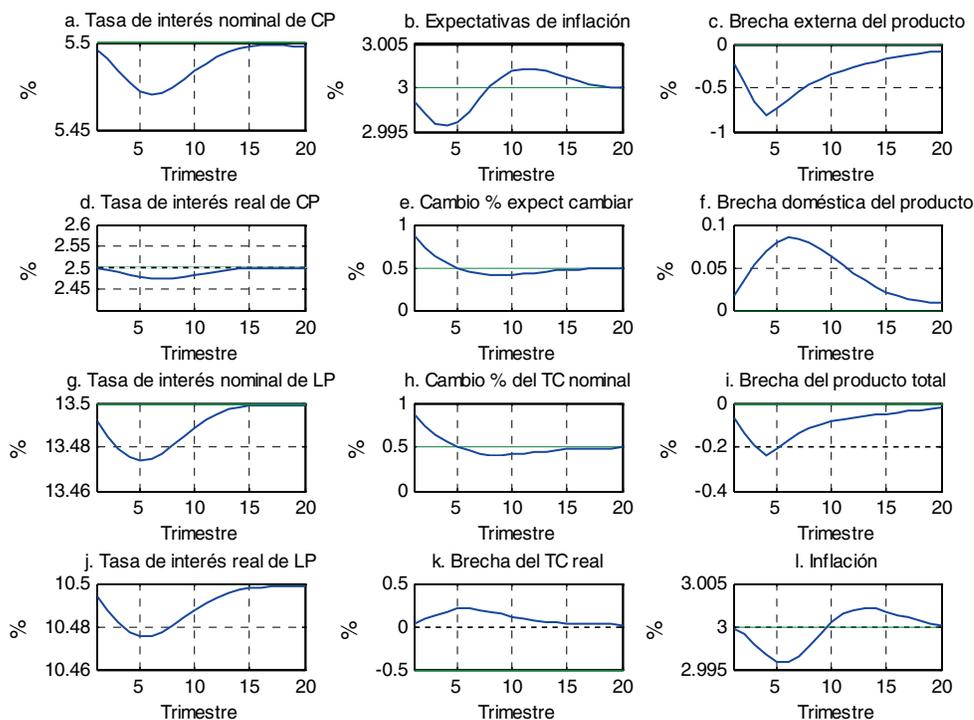
Como lo ilustra la figura, una disminución de la tasa de crecimiento de la demanda de Estados Unidos disminuiría las exportaciones netas,  $x_t$  y  $y$ , por tanto, la producción doméstica total,  $y_t$ , por debajo de su valor potencial de equilibrio de largo plazo. Esto, a su vez, desaceleraría la inflación,  $\pi$ . El Banco Central reacciona ante la disminución de la producción y la inflación, reduciendo la tasa de interés líder,  $i_t$ , lo que repercute en las tasas de mercado de corto,  $r_t$ , y largo plazo,  $R_t$ , y en las expectativas de los agentes económicos. En este último caso, las expectativas

<sup>74</sup> Este resultado parece poco intuitivo para una economía pequeña y abierta como Guatemala. No obstante, un análisis de correlaciones dinámicas entre el tipo de cambio y la inflación produce resultados similares.

<sup>75</sup> La reducción de las tasas de crecimiento económico es temporal porque todas tienden a converger en su valor de equilibrio de largo plazo.

de inflación,  $\pi_{t+1}^{\varepsilon,t}$ , se reducen, mientras las cambiarias,  $s_{t+1}^{\varepsilon,t}$  prevén depreciación ante una posible disminución de la tasa de interés de largo plazo, que alentaría salida de capitales.

FIGURA 6



La reducción de la tasa de interés real de largo plazo tiene efecto expansivo en el consumo y la inversión doméstica, que se manifiesta en un incremento de la tasa de crecimiento de la demanda agregada interna,  $d_t$ , arriba de la tasa de largo plazo. Dicho incremento reduce la brecha negativa entre la tasa de crecimiento de la producción observada y la potencial,  $y_t$  y contribuye a que la inflación,  $\pi_t$ , converja en su valor de largo plazo.

El tipo de cambio nominal,  $s_t$ , se deprecia por el aumento de las expectativas cambiarias,  $s_{t+1}^{\varepsilon,t}$ , y la disminución de las tasas de interés nominales de largo plazo,  $I_t$ . Esto conduce a una depreciación del tipo de cambio real,  $z_t$ , lo que contribuye a que la brecha de las exportaciones netas y la inflación doméstica converjan más rápidamente en sus valores de largo plazo. En el caso de la inflación, el efecto cambiario contribuye a un *overshooting* (crecimiento de la inflación por arriba de su valor de estado estacionario), antes que la variable alcance su valor de equilibrio.

La disminución de la tasa de crecimiento de Estados Unidos disminuye las exportaciones netas 7,04% en términos acumulados; <sup>76</sup> es decir, la tasa de crecimiento se reduce a 5,58% (42 puntos menos por período). En consecuencia, la producción total disminuye 1,90%, es decir, crecería sólo a tasa de 5,88%, once puntos menos que el nivel de equilibrio de largo plazo. La depreciación cambiaría en el primer período es 0,88% (siete centavos de dólar), apenas superior a la depreciación esperada por los agentes económicos, 0,75%. El efecto en las otras variables es insignificante.

## 5. Disminución de la tasa de interés externa

Este apartado ilustra el efecto de una disminución de un punto en la tasa de interés externa. Se asume que la Reserva Federal de Estados Unidos reduce la tasa de interés nominal durante cuatro períodos consecutivos, 0,25 puntos por periodo. Se asume también que esta acción disminuye proporcional y casi inmediatamente la tasa de los Bonos del Tesoro a un año, de modo que al final del cuarto período, esta última tasa sería un punto menor que la inicial. Asumimos este supuesto porque la tasa de interés externa del MMP no es igual a la tasa nominal de Estados Unidos (la de los Fondos Federales administrados por la Reserva Federal), sino a la de los Bonos del Tesoro a un año. Este aspecto es importante porque en la realidad transcurre un lapso entre la decisión de la Reserva Federal y su impacto en las tasas de interés de más largo plazo. La variación de las tasas de más largo plazo apunta en la misma dirección, pero no es exactamente equivalente a la variación observada en la tasa de política. <sup>77</sup> Los efectos de este relajamiento monetario se ilustran en la Figura 7.

Como se observa en la figura, una disminución de la tasa de interés externa excita las expectativas cambiarias,  $s_{t+1}^{e,t}$ , lo que genera una apreciación observada aún mayor del tipo de cambio nominal,  $s_t$ , para mantener la identidad de la paridad descubierta de tasas de interés, inicialmente alterada por una menor tasa de interés externa de largo plazo, como lo expresa la Ecuación (8).

Esta apreciación es producida por el capital extranjero atraído por tasas de interés más atractivas que las externas, lo que produce una mayor oferta de moneda extranjera y una reducción de su precio (tipo de cambio). Dicha apreciación nominal aprecia el tipo de cambio real,  $z_t$ , que a su vez contribuye a desacelerar la inflación doméstica,  $\pi_t$ , a costa de afectar negativamente las exportaciones netas,  $x_t$ , cuya tasa de crecimiento se reduce por debajo de su tasa de crecimiento de equilibrio de largo plazo.

No obstante, la disminución de la tasa de inflación por debajo de la meta de largo plazo, orilla al Banco Central a reducir su tasa de interés líder,  $i_t$ , lo que se trasladará a las tasas de interés reales de corto,  $r_t$ , y largo plazo,  $R_t$ , y a las expectativas inflacionarias de los agentes

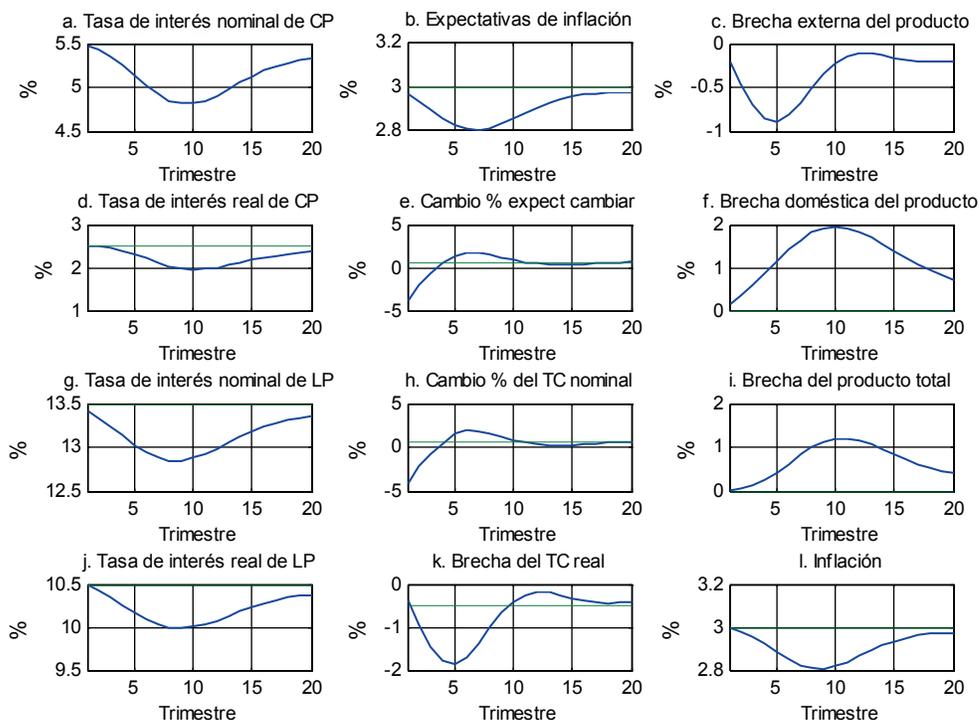
<sup>76</sup> La reducción es indiscernible porque el menor valor de la tasa de crecimiento de las exportaciones netas es 5,2%, que ocurre en el cuarto período.

<sup>77</sup> La presente simulación equivale a una disminución gradual de 0,25 puntos cuatro trimestres consecutivos de la tasa de interés de los Bonos del Tesoro a un año.

económicos,  $\pi_{t+1}^e$ . La reducción de las tasas de interés de mercado a largo plazo alienta el consumo interno y la inversión doméstica, aumentando la tasa de crecimiento de la demanda agregada doméstica,  $d_t$ , arriba de su valor de equilibrio. Por consiguiente, la tasa de crecimiento de la producción nacional,  $y_t$ , de acelera, arriba de su valor de largo plazo, lo que en el mediano plazo contribuye a que la inflación y el tipo de cambio real converjan en sus valores de equilibrio de largo plazo.

Según la simulación, el tipo de cambio nominal se aprecia alrededor de 4% (31 centavos de quetzal por dólar, a 7,70 quetzales por dólar) durante el primer trimestre, y continúa apreciándose los siguientes dos trimestres a ritmo menor, tal que al final del tercer trimestre (nueve meses), el tipo de cambio se ha apreciado 7,1% (55 centavos de quetzal por un dólar).

FIGURA 7



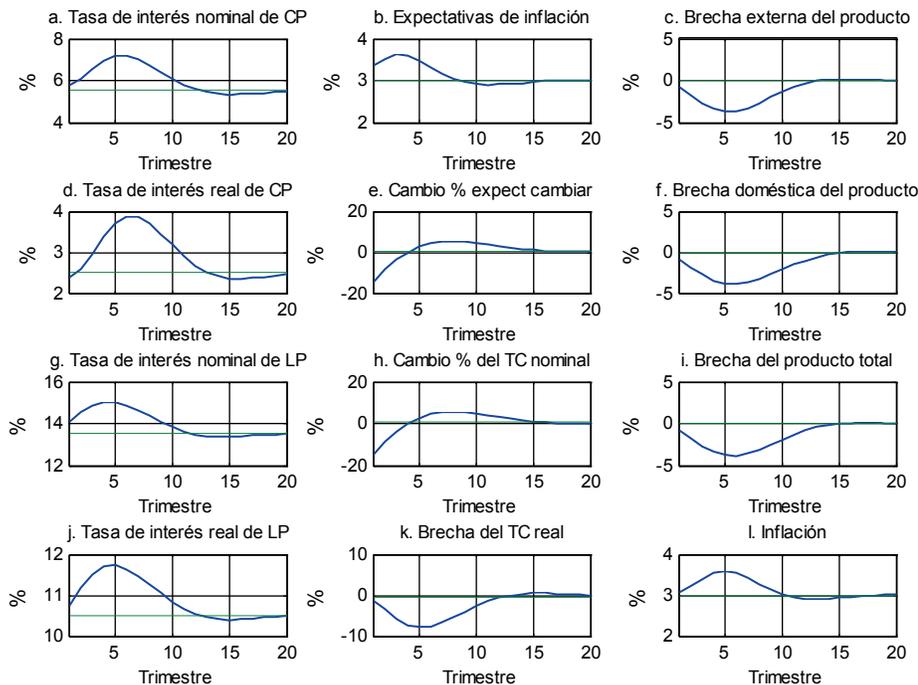
No obstante, el tipo de cambio real se aprecia debido al efecto de una menor inflación, la cual, acumulada, asciende a 14,89% en los 20 períodos de la simulación. La apreciación del tipo de cambio real disminuye 7,33% la tasa de crecimiento de las exportaciones netas acumuladas, por debajo de su tasa de crecimiento de largo plazo; es decir, la tasa de crecimiento de esta variable se reduce a 5,56% (0,44 puntos menos por período). La tasa de inflación se reduce por debajo de su valor de equilibrio en 1,92% en términos acumulados, es decir, la variación de los precios domésticos se reduce 2,94% por período.

Este efecto disminuye la tasa de interés de política monetaria en 7,66% en términos acumulados, 5,08% promedio, inferior 0,42 puntos a su valor de estado estacionario. Una tasa de interés nominal menor conduce a menores tasas de interés reales de corto y largo plazo, lo que aumenta la tasa de crecimiento de la demanda agregada acumulada. Esta tasa se incrementa 7,49%, lo que propicia un incremento en la tasa de crecimiento de la producción nacional arriba de su valor potencial en 13,57% (esta tasa registra un crecimiento promedio de 6,81% en la simulación).

## 6. Incremento en los precios internacionales del diesel

En los últimos años, el precio del petróleo y derivados ha aumentado considerablemente, afectando el nivel general de precios de muchas economías pequeñas y abiertas, importadoras netas de combustibles, como Guatemala. Este precio se ha triplicado, de \$20 dólares a aproximadamente \$65 dólares por barril en tres años. El incremento se ha trasladado a gasolina, diesel, gas, búnker y otros derivados. Análisis previos de correlaciones dinámicas entre inflación y variación de precios de combustibles, han concluido que la variación del precio del diesel es la variable más correlacionada con la inflación de Guatemala. Este es un efecto inflacionario neto de Estados Unidos con impacto directo en la curva de Phillips del MMP. Esta simulación analiza el impacto de un incremento de \$10 dólares del precio internacional neto del diesel en las principales variables de la economía del país durante dos trimestres (\$5 dólares de incremento por trimestre). Los resultados se ilustran en la Figura 8.

FIGURA 8



Como lo ilustra la figura, un incremento de \$10 dólares del precio internacional del diesel incide directamente en la inflación doméstica,  $\pi_t$ , según la Curva de Phillips. Este efecto inmediato en las expectativas inflacionarias,  $\pi_{t+1}^{e,t}$ , incrementa la inflación, arriba de su valor de equilibrio de largo plazo. Como resultado, el Banco Central incrementa su tasa de interés líder,  $i_t$ , lo que impulsa las tasas de interés reales de corto,  $r_t$ , y de largo plazo,  $R_t$ . El incremento de esta última tasa desacelera las tasas de crecimiento de consumo e inversión doméstica y, por consiguiente, la tasa de crecimiento de la demanda agregada doméstica,  $d_t$ .

En consecuencia, la tasa de crecimiento de la producción agregada,  $y_t$ , se desacelera temporalmente, reduciéndose por debajo de su nivel potencial de largo plazo. Esta contracción de la producción agregada contribuye a que la inflación converja en su nivel de equilibrio de largo plazo. El incremento de la tasa de interés líder acelera expectativas de apreciación cambiaria,  $s_{t+1}^{e,t}$ , e incrementa el diferencial entre la tasa de interés doméstica,  $I_t$ , y la tasa de interés externa,  $I_t^*$ .

Ambos efectos aprecian el tipo de cambio nominal,  $s_t$  y real,  $z_t$ , y disminuyen la tasa de inflación. No obstante, la apreciación cambiaria reduce la tasa de crecimiento de las exportaciones netas,  $x_t$ , y la producción nacional,  $y_t$ , lo que ejerce nueva presión en la inflación doméstica a la baja, hasta converger en su nivel de equilibrio. En términos cuantitativos, el efecto de un incremento de \$10 dólares en el precio del combustible es significativo. El incremento de la inflación en términos acumulados es 2,77%, lo que significa que la tasa de crecimiento promedio por período es 3,08%, ocho puntos más que su nivel de equilibrio de largo plazo.<sup>78</sup>

En reacción, el Banco Central aumenta la tasa de interés líder 10,53% en términos acumulados, de 5,5% a 6,08% por período (0,58 puntos arriba del nivel estacionario). El incremento de la tasa de interés aumenta las tasas de interés de mercado. Esto genera una disminución acumulada de 31,76% y 29,76% en las tasas de crecimiento de la demanda agregada doméstica y la producción nacional, cuyas tasas pasarían de un nivel potencial de 6% a 4,09% y 4,21%. La apreciación cambiaria es 15,1% el primer período (1,16 quetzales a 7,70 quetzales por dólar). El tipo de cambio nominal pasaría de 7,70 a 6,74 quetzales por dólar.

## V. CONCLUSIONES

El MMP es un modelo de precios rígidos basado en la orientación nekeynesiana, que comprende los principales mecanismos de transmisión de la política monetaria: demanda agregada, tipo de cambio y expectativas (de inflación y tipo de cambio). El sistema de ecuaciones simultáneas del MMP es un marco en el que la autoridad monetaria puede evaluar los efectos de cambios en los valores de las variables endógenas y exógenas del sistema.

---

<sup>78</sup> No obstante, la inflación observada se incrementa hasta 3,68% (68 puntos arriba del nivel de equilibrio) en el tercer trimestre.

El presente documento expresa empíricamente los efectos de seis variaciones: disminución de un punto en la meta de inflación; incremento de la tasa de interés líder de política; depreciación de 5% del tipo de cambio nominal; disminución de la tasa de crecimiento externa; reducción de la tasa de interés externa e incremento de \$10 dólares del precio internacional del diesel. Se analizaron también los efectos de estas simulaciones en las variables del MMP, que concuerdan con los efectos sugeridos por la teoría económica. La magnitud de estos efectos depende de la calibración de los parámetros de cada ecuación del MMP, las cuales tendrán que ser afinadas.

La mayor parte de bancos centrales de los países industrializados y economías emergentes utilizan modelos macroeconómicos como el MMP para analizar las relaciones entre las variables económicas y elaborar pronósticos, cualquiera que sea su régimen cambiario y monetario. Esto se explica por la facilidad de estos modelos para entender y cuantificar las relaciones entre las variables macroeconómicas. Para el Banco de Guatemala, que trabaja para implementar un sistema de Metas Explícitas de Inflación, el MMP es una de sus principales herramientas. El MMP permite obtener pronósticos de inflación de mediano plazo condicionados al comportamiento de factores internos y externos. Sin embargo, su mayor contribución es proporcionar recomendaciones de política monetaria con base en los pronósticos de inflación de mediano plazo.

A medida que los técnicos del banco profundizan su conocimiento de los mecanismos de transmisión desde el Banco Central hasta las variables del sector real, el número de variables del modelo macroeconómico usualmente se incrementa.<sup>79</sup> Esto permite entender mejor el mecanismo de transmisión de la política monetaria. Por este proceso pasará pronto el MMP, cuando el Banco de Guatemala complete el mejoramiento de las estadísticas de cuentas nacionales en 2008.

---

<sup>79</sup> El Bank of England Quarterly Model, BEQM desagrega la demanda agregada en 22 ecuaciones, 20 más que el MMS. Esto permite determinar el efecto de las tasas de interés de mercado en cada sector del producto doméstico.

**BIBLIOGRAFÍA**

- Atkeson, A. y L. Ohanian (2001), "Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?", Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Vol. 25, N° 1, Winter 2001.
- Banco Central de Chile (2003), "Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile".
- Bank of England (2000), "Economic models at the Bank of England", septiembre.
- Castañeda, J. C. y C. Castillo (2005) "Supply Shocks in the Transition Towards an Inflation Targeting Reform: An Empirical Evidence for Guatemala", working papers, Bank of Chile, diciembre.
- Clarida, R., Jordi Galí y Mark Gertler (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXVII, diciembre.
- Christiano, Lawrence y Martin Eichenbaum (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy". *Journal of Political Economy*, Vol. 113, N° 1, 2005.
- Fagan, G. y Morgan, J. (2005), "An Overview of the structural econometric models of the Euro Area Central Banks", *Econometric Models of the Euro-area Central Banks*, Edward Elgar Publishing Limited.
- Jeanfils, P. (2005), "The National Bank of Belgium's Quarterly Model". *Econometric Models of the Euro-area Central Banks*, Edward Elgar Publishing Limited.
- LeBlanc, M. y Chinn, M. (2004), "Do High Oil Prices Pressage Inflation? The Evidence from G-5 Countries", Department of Economics University of California, Santa Cruz, febrero.
- Luque, J. y Marco Vega (2002), "Usando un Modelo Semi-Estructural de pequeña escala para hacer proyecciones: algunas consideraciones", Banco Central de Reserva del Perú.
- Rotemberg, J. y M. Woodford (1998), "Interest-Rate Rules in an Estimated Sticky Price Model", NBER Working Paper Series N° 6618, junio.
- Smets, F. y R. Wouters (2002), "An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area" Working Paper Series N° 171, European Central Bank, agosoto.
- Svensson, L. (1997), "Inflation Targeting in an Open Economy: Strict or Flexible Inflation Targeting?" Institute for International Economic Studies, Stockholm University, noviembre.

Villetelle, J., O. de Bandt, y V. Brunhes-Lesage (2005), "Mascotte: The Banque de France Forecasting Model", *Econometric Models of the Euro-area Central Banks*, Edward Elgar Publishing Limited.

Woodford, M. (2002), "Optimal Interest-Rate Smoothing" Department of Economics Princeton University, junio.

## ANEXO 1

### ESTIMACIONES ECONOMETRICAS, PROCESO DE CALIBRACIÓN Y VALORES DE ESTADO ESTACIONARIO

#### Estimaciones econométricas y proceso de calibración

El MMP es un sistema de diez ecuaciones dinámicas que definen el comportamiento de las variables endógenas (ecuaciones de comportamiento) y 28 ecuaciones de soporte. Estas últimas se pueden clasificar en: i) definiciones o identidades (19 ecuaciones); ii) ecuaciones dinámicas para definir el comportamiento de las variables de tendencia (cinco ecuaciones); y, iii) ecuaciones dinámicas para definir el comportamiento de las variables exógenas (cuatro ecuaciones).

El sistema tiene 24 parámetros, quince de los cuales pertenecen a las ecuaciones de comportamiento; los nueve restantes pertenecen a las ecuaciones del comportamiento dinámico de las variables tendenciales y las variables exógenas.

Para establecer el valor de los parámetros del modelo, se hicieron dos estimaciones de cada ecuación. La primera comprendió el período 1995Q1 - 2006Q4; la segunda comprendió el período 2001Q1 - 2006Q4. Esto se hizo para obtener un rango de valores para cada parámetro, considerando que a partir de 2001 se había iniciado un período de transición a un esquema de metas explícitas de inflación. Los parámetros de las ecuaciones de la Demanda Agregada Doméstica y Externa y la Curva de Phillips del MMP se obtuvieron mediante el Método Generalizado de Momentos, MGM.

Los valores de los quince parámetros de las ecuaciones de comportamiento del MMP —ecuaciones (1) – (10)— deben cumplir los siguientes requerimientos: i) generar una convergencia dinámica hacia los valores de equilibrio de largo plazo del MMP; ii) tener valores y signos de conformidad con la teoría económica; iii) producir funciones de impulso respuesta acordes con la teoría económica; iv) hacer pronósticos razonables de las variables endógenas.

Debido a que el valor de cada parámetro debe cumplir estos cuatro requisitos, contar inicialmente con un rango de valores para cada parámetro proporciona flexibilidad, para posteriormente hacer un afinamiento estadístico (proceso de calibración).

Muchos valores finales de los parámetros son valores estándar proporcionados por la literatura económica, debido a que el afinamiento estadístico no cumplía las condiciones i) o ii). El cuadro A1 describe los valores de los quince parámetros de las ecuaciones de comportamiento del MMP y se indica si su valor final se deriva del rango de valores estimado econométricamente (E) o del proceso de calibración.

Cuadro 1A

VALOR DE LOS PARÁMETROS DE LAS ECUACIONES DE COMPORTAMIENTO DEL MMP

Parámetro	Valor	Método de Estimación
A1	0.50	E
A2	-0.45	C
A3	2.00	E
A4	0.50	E
A5	0.35	E
B1	0.30	E
B2	0.60	C
B3	0.20	E
D1	0.75	C
D2	5.00	C
D3	0.10	C
E1	1.00	E
F1	0.30	E
W1	0.60	C
W2	0.85	C

E: Estimado

C: Calibrado

**Valores de estado estacionario**

El MMP es un modelo semi-estructural porque sus ecuaciones están reducidas, es decir, los parámetros de las ecuaciones no corresponden a los parámetros de los ejercicios de optimización dinámica, cuyas condiciones de primer orden, linealizadas y aproximadas al valor de estado estacionario de las variables endógenas, sirven de base para obtener cada una de las ecuaciones del MMP. Por ello es necesario recurrir a los métodos de estimación y calibración para obtener los valores finales.

No obstante, es necesario definir los valores de estado estacionario de algunas variables endógenas y de la mayor parte de las exógenas. Dichos valores representan el componente estructural del MMP. Fueron obtenidos mediante un análisis tendencial del comportamiento histórico de las variables en el largo plazo y, en el caso de la inflación, como el valor esperado de mediano plazo derivado de una política monetaria activa. Los valores de equilibrio de largo plazo de las variables se describen en el cuadro 2A.

Cuadro 2A

## VALOR DE ESTADO ESTACIONARIO DE VARIABLES DEL MMP

Variable		Valor
Nombre	Notación	Porcentual
Inflación doméstica	$\pi_t$	3.0
Tasa de crecimiento del producto potencial	$y_{55}$	6.0
Depreciación del tipo de cambio real	$z_{55}$	-0.5
Prima por riesgo país	$P_t$	9.0
Prima por plazo en diferencial de tasas de interés	term	8.0
Inflación externa (de EEUU)	$\pi_t^*$	2.0
Tasa de interés externa (de EEUU) real de largo plazo	$R^*$	2.0

**ANEXO 2**

El cuadro 3A describe el valor de las variables principales del MMP. Antes de ser utilizados en el MMP, los valores indicados son sometidos a la siguiente transformación: i) son desestacionalizados (por medio de X-12 ARIMA); ii) se obtiene su valor logarítmico; iii) se calcula el valor de su primera diferencia anualizada; iv) se calcula el valor de la brecha con el Filtro de Hodrick-Prescott.

Cuadro 3A

**VALOR ESTADÍSTICO DE LAS PRINCIPALES VARIABLES DEL MMP**

Trimestre	cpi	d	x	$\pi$	i	l	s	cpi*	y*	I*	diesel
1995Q1	65.57	51.62	32.33	8.17	7.54	NaN	5.72	159.57	7,973.70	6.73	0.47
1995Q2	67.89	49.61	21.90	8.42	7.54	21.41	5.74	160.80	7,988.00	5.97	0.51
1995Q3	68.84	52.94	23.64	8.67	7.54	21.51	5.82	161.60	8,053.10	5.65	0.50
1995Q4	71.07	53.56	36.78	8.92	7.54	21.51	5.96	162.83	8,112.00	5.44	0.54
1996Q1	73.10	56.21	31.81	9.00	7.54	21.55	6.15	164.17	8,169.20	5.12	0.61
1996Q2	74.91	52.07	22.19	9.00	7.53	21.57	6.12	165.10	8,303.10	5.66	0.62
1996Q3	76.94	52.49	24.29	9.00	7.48	21.58	6.07	165.90	8,372.70	5.78	0.63
1996Q4	78.78	53.63	37.98	9.00	7.37	21.43	6.02	167.07	8,470.60	5.48	0.73
1997Q1	81.51	56.49	33.55	9.00	7.18	21.23	6.05	168.27	8,536.10	5.65	0.63
1997Q2	81.63	53.65	23.01	9.00	6.90	20.73	5.97	169.30	8,665.80	5.85	0.56
1997Q3	83.35	55.90	24.92	9.00	6.49	20.03	6.05	169.70	8,773.70	5.54	0.54
1997Q4	84.39	58.33	39.28	9.00	5.95	19.35	6.19	170.77	8,838.40	5.48	0.56
1998Q1	86.48	56.63	37.22	8.67	5.26	18.88	6.25	171.97	8,936.20	5.31	0.46
1998Q2	87.69	56.07	24.88	8.17	5.95	18.70	6.29	173.03	8,995.30	5.41	0.43
1998Q3	87.93	58.68	26.78	7.67	10.56	18.56	6.41	173.77	9,098.90	5.09	0.39
1998Q4	90.70	61.24	42.16	7.17	11.87	18.44	6.62	174.77	9,237.10	4.39	0.37
1999Q1	89.94	63.29	36.59	6.83	16.29	18.68	6.95	175.73	9,315.50	4.66	0.35
1999Q2	91.39	60.48	24.40	6.58	12.33	18.84	7.23	176.67	9,392.60	4.88	0.44
1999Q3	93.90	60.95	26.55	6.33	18.36	18.83	7.61	177.23	9,502.20	5.16	0.57
1999Q4	95.16	64.18	41.56	6.08	24.76	18.91	7.75	178.30	9,671.10	5.61	0.65
2000Q1	97.38	65.26	35.92	6.00	24.95	19.00	7.80	179.60	9,695.60	6.19	0.89
2000Q2	98.00	62.58	25.13	6.00	20.16	19.08	7.71	180.93	9,847.90	6.22	0.78
2000Q3	97.93	65.80	27.46	6.00	12.80	18.92	7.77	181.77	9,836.60	6.13	0.90
2000Q4	100.00	67.90	41.74	6.00	6.72	18.61	7.77	182.87	9,887.70	5.90	0.99
2001Q1	102.66	69.70	35.32	5.83	5.00	18.33	7.75	184.40	9,875.60	4.60	0.80
2001Q2	104.17	65.21	24.79	5.58	5.00	18.04	7.77	185.67	9,905.90	3.78	0.79
2001Q3	106.73	67.62	26.69	5.33	5.00	17.72	7.87	186.63	9,871.10	3.30	0.72
2001Q4	108.91	69.52	41.14	5.08	5.00	17.47	8.05	187.83	9,910.00	2.24	0.58
2002Q1	112.03	70.24	37.62	5.00	4.80	17.07	7.96	189.07	9,977.30	2.32	0.57
2002Q2	113.69	66.89	25.93	5.00	4.93	16.71	7.86	190.20	10,031.60	2.34	0.67
2002Q3	114.31	69.67	27.35	5.00	5.17	16.42	7.80	190.87	10,090.70	1.81	0.73
2002Q4	115.80	71.49	41.93	5.00	3.52	16.11	7.66	191.67	10,095.80	1.53	0.78
2003Q1	118.50	70.00	37.75	5.00	1.56	15.86	7.85	192.43	10,126.00	1.30	1.01
2003Q2	119.65	68.15	27.16	5.00	1.74	15.54	7.91	193.10	10,212.70	1.15	0.77
2003Q3	120.80	70.54	28.37	5.00	2.51	15.20	7.94	193.43	10,398.70	1.22	0.79
2003Q4	122.58	72.43	43.97	5.00	2.55	14.84	8.07	193.93	10,467.00	1.30	0.85
2004Q1	126.28	74.54	39.50	5.00	2.55	14.56	8.10	195.00	10,543.60	1.22	0.94
2004Q2	128.51	71.00	27.78	5.00	2.55	14.30	7.99	196.53	10,634.20	1.78	0.99
2004Q3	130.52	72.44	29.28	5.00	2.55	14.13	7.90	196.93	10,728.70	2.08	1.20
2004Q4	133.89	74.42	46.82	5.00	2.54	13.92	7.79	198.03	10,796.40	2.47	1.35
2005Q1	137.35	74.81	40.66	5.00	2.68	13.69	7.70	199.53	10,878.40	3.06	1.42
2005Q2	139.82	72.28	28.71	5.00	2.92	13.48	7.60	200.77	10,954.10	3.34	1.58
2005Q3	142.85	75.39	29.86	5.00	3.50	13.16	7.60	201.03	11,074.30	3.79	1.86
2005Q4	145.36	78.08	47.62	5.00	4.00	12.92	7.63	202.10	11,107.20	4.29	1.83
2006Q1	147.35	80.27	42.51	5.17	4.25	12.69	7.62	204.90	11,238.70	4.63	1.81
2006Q2	150.38	76.54	29.85	5.42	4.50	12.50	7.59	205.90	11,306.70	5.02	2.13
2006Q3	150.99	80.07	31.28	5.67	5.00	12.30	7.59	207.20	11,336.70	5.09	2.08
2006Q4	153.78	81.09	50.18	6.00	5.00	12.09	7.61	207.30	11,395.50	4.99	1.81
2007Q1	157.70	88.11	44.05	5.83	5.00	11.94	7.69	209.90	11,412.60	5.01	1.76
2007Q2	158.37	95.14	37.92	5.58	5.42	11.74	7.66	210.50	11,520.10	4.93	2.07

cpi: Índice de Precios al Consumidor de Guatemala (Fuente: Instituto Nacional de Estadística -INE-)

d: Índice mensual de actividad económica de origen doméstico (Fuente: Banguat)

x: Índice mensual de actividad económica de origen externo (Fuente: Banguat)

 $\pi$ : Meta de inflación del Banco de Guatemala (Fuente: Banguat)

i: Tasa de interés líder de política monetaria (Fuente: Banguat)

l: Tasa de interés activa de largo plazo promedio ponderada (Fuente: Banguat)

s: Tipo de cambio nominal (Fuente: Banguat)

cpi\*: Índice de Precios al Consumidor de EEUU (Fuente: US Department of Labor)

y\*: Producto interno bruto de EEUU (Fuente: US Department of Commerce)

I\*: Tasa de interés con vencimiento a un año plazo de los Bonos del Tesoro (Fuente: US Federal Reserve)

diesel: Precios internacionales del diesel (Fuente: Global Insight)

#### 4. MODELO MACROECONÓMICO DE PEQUEÑA ESCALA PARA HONDURAS

Efraín Suárez  
Carlos Ávila\*

##### I. Introducción

El objetivo del presente trabajo es modelar las siguientes variables de la economía hondureña: consumo, inversión exportaciones, importaciones, Producto Interno Bruto (PIB) e inflación. Para cada variable se ha diseñado un modelo. A fin de estimar las relaciones de cointegración entre ellas se utiliza el procedimiento de Johansen. Para las variables no estacionarias se utiliza el modelo de vectores autorregresivos (VAR). Finalmente, la información es sometida a un procedimiento de corrección de errores (Engle y Granger). La información básica es un conjunto de series anuales, 1950-2006.

Todas las variables están expresadas en logaritmo natural y se utiliza una serie de variables exógenas proyectadas con los modelos auto regresivos (AR), medias móviles (MA), modelos ARCH<sup>80</sup> y, en algunos casos, proyecciones de la economía de Estados Unidos. Luego los modelos individuales son integrados en un modelo iterativo que proyecta las variables de los bloques demanda y oferta para el período 2007-2011, obteniéndose así un escenario pasivo o base que se compara con los resultados de las simulaciones propuestas. Todas las cifras porcentuales son promedios.

Las estimaciones del escenario base muestran que la economía hondureña crecería 5,7%, mientras que la inflación sería 7,0% en el periodo 2007-2011. Para identificar el comportamiento de las variables analizadas se simularon dos escenarios. El primero es una disminución de un punto de crecimiento anual de Estados Unidos, de 3,3% en el escenario base a 2,3% en el período prospectivo. En este escenario, el crecimiento de Honduras disminuye 0,7% y la tasa de inflación disminuye 0,2 puntos. El segundo escenario supone una tasa de depreciación de 5% anual del lempira frente al dólar (2007-2011), lo cual genera un aumento de 0,2 puntos del crecimiento, en tanto que la inflación crece 2,7 puntos.

##### II. HECHOS ESTILIZADOS DE LA ECONOMÍA HONDUREÑA

El crecimiento económico de Honduras el quinquenio 2002-2006 fue 4,3% en términos reales, superior al registrado en el período 1997-2001 (2,9%). El mayor dinamismo se explica

---

\* Funcionarios del Banco Central de Honduras. Las ideas expresadas en este documento son responsabilidad de los autores y no necesariamente representan la opinión del Banco Central de Honduras.

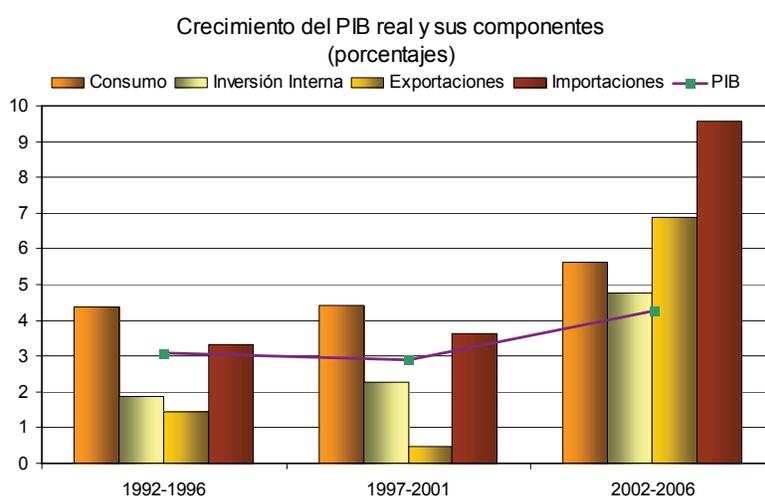
<sup>80</sup> Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

principalmente por el gasto total, la inversión del sector privado y las exportaciones de bienes y servicios.

El gasto en consumo total es aproximadamente 82% del PIB; el consumo privado es el más importante (72% del PIB), con 5,8% de crecimiento en el periodo, 2,2 puntos más que el promedio de los cinco años anteriores. Todo ello pese que el consumo público se ha desacelerado, pasando de 10,4% en 1997-2001 a 4,3% en 2002-2006.

La inversión interna bruta ha crecido 4,8% los últimos cinco años, contra 2,3% en 1997-2001. La inversión pública, por su parte, se ha desacelerado 2,3% en promedio los últimos cinco años, contra un crecimiento de 1,4% el período precedente. La inversión total equivale a 26% del PIB.

**Gráfica 1**



Las exportaciones de bienes y servicios reales crecieron 6,9% en 2002-2006, esto es, 6,4 puntos más que el crecimiento promedio de 1997-2001.

Las importaciones reales de bienes y servicios crecieron 9,6% en 2002-2006 contra 3,6% en 1997-2001, principalmente por el mayor costo del combustible importado, cuyo precio internacional creció notablemente los últimos años.

El Índice Mensual de Actividad Económica de septiembre 2007 denota que el crecimiento de Honduras sigue siendo robusto, sustentado en el sector construcción, seguido por Banca y Seguros, Transporte y Comunicaciones, Comercio y Administración Pública. Este comportamiento hace prever que la estimación de crecimiento del PIB real en la revisión del Programa Monetario 2007-2008, 6,0%-6,5%, será alcanzado.

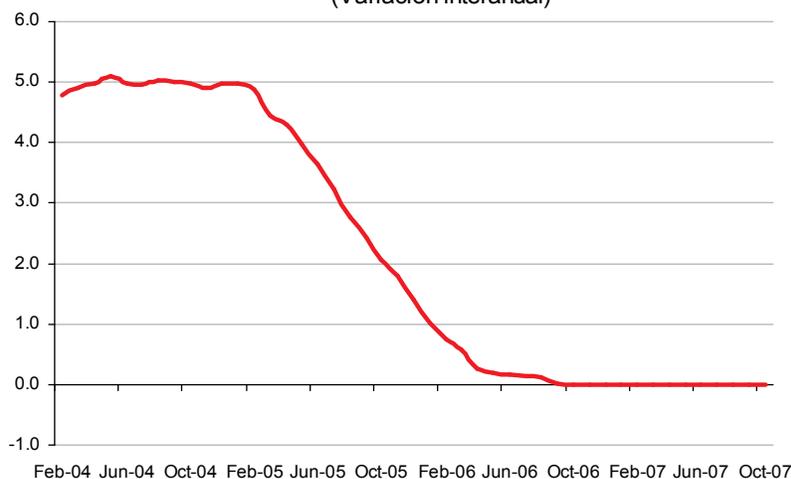
Las medidas del Banco Central de Honduras (BCH) han contribuido a que los precios de los bienes y servicios de la canasta básica familiar disminuyan, de 20,2% en 1997 a 5,6% en 2006. Este año, la desaceleración de precios se debió principalmente a la estabilidad del tipo de cambio nominal y a los subsidios del precio doméstico del combustible y de las tarifas de la energía eléctrica.

La inflación interanual fue 8,3% a octubre de 2007, lo que se explica principalmente por el aumento de los precios internacionales de los alimentos, que a mediados de 2006 comenzaron a acelerarse, con efecto inflacionario mundial, sobre todo los precios del maíz y el trigo.

La depreciación promedio del lempira frente al dólar estadounidense para el período 2002-2006 fue 3,5%, un punto menos que la de 1997-2001 (4,4%). El tipo de cambio se ha mantenido estable desde septiembre de 2005. El BCH mantiene un saldo de reservas internacionales de unos \$2,200 millones de dólares, que le permite satisfacer toda la demanda de divisas.

**Gráfica 2**

Tipo de Cambio Nominal  
(Variación interanual)



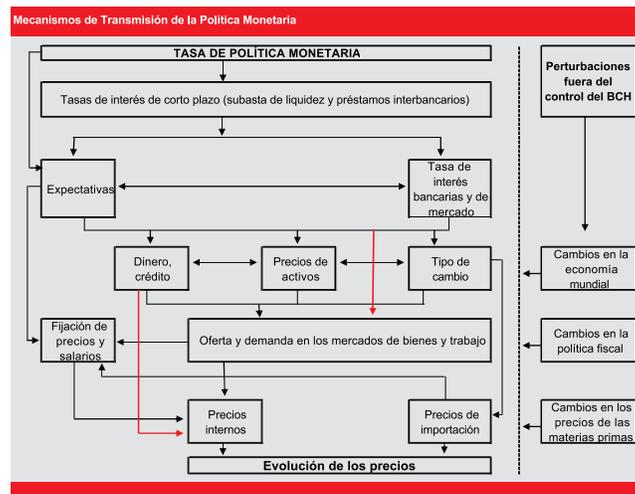
El sector externo ha mejorado en los últimos años a consecuencia de los mayores flujos de remesas familiares, lo cual ha amortiguado el déficit de cuenta corriente de la balanza de pagos, 3,8% del PIB en 2006.

### **Mecanismo de transmisión de la Política Monetaria: breve introducción**

Este apartado expone el proceso por el que la política monetaria influye en el nivel de precios, esto es, el mecanismo de transmisión de la política monetaria.

Cada vez es más aceptado que la principal contribución de un banco central al crecimiento es mantener el poder adquisitivo de la moneda, y que la única manera de conseguirlo es con precios estables de bienes y servicios. Sin embargo, el banco no puede controlar directamente los precios, así que actúa con los instrumentos tasa de interés nominal y tipo de cambio. Además, a menudo sobrevienen perturbaciones externas que causan impacto directo en el tipo de cambio. Los cambios de política fiscal afectan directamente la oferta y la demanda de bienes y trabajo. Y, finalmente, las fluctuaciones del precio de las materias primas, sobre todo de los derivados del petróleo, que inciden fuerte en los precios de las importaciones y en los precios internos. Para lograr la estabilidad de precios, el BCH ejecuta su política monetaria con instrumentos directos e indirectos. Entre estos últimos la TPM y las Operaciones de Mercado Abierto (OMA).

Figura 1



La transmisión de la política monetaria comienza con una variación de la TPM que el BCH fija para sus propias OMA. El sistema financiero demanda dinero emitido por el BCH (la denominada Base Monetaria) para satisfacer la demanda de efectivo, compensar saldos interbancarios y mantener su reserva mínima (encaje legal), depositada en el BCH. Debido a su facultad monopólica para crear Base Monetaria, el BCH puede determinar la tasa de interés que aplicará en sus propias operaciones (OMA, FPI, FPC y recompra de valores gubernamentales). Con ello puede influir en el costo de financiación de la liquidez de las entidades de crédito. Éstas, a su vez, trasladarán esos costos a sus clientes. Así, el BCH influye sobre la tasa de interés que las instituciones financieras aplican a créditos y depósitos a corto plazo, lo que a su vez alienta expectativas que modifican la tasa de interés de largo plazo.

Las variaciones de las tasas de interés de mercado influyen en la cantidad de dinero distribuido en la economía y así en el crédito. La disponibilidad de crédito influye a su vez en el consumo y la inversión, y éstos en los precios internos. Así, las OMA juegan un papel decisivo en el control de la liquidez y el crédito. El BCH asegura un nivel de liquidez en la economía mediante la tasa de interés que paga a las “inversiones voluntarias” o letras del BCH. Tasas de interés muy bajas desalentarán la inversión en letras del BCH, alentándola a buscar otros mercados internos o externos con mayor rendimiento.

Si esas inversiones se hacen en el sistema financiero y no financiero comercial del país, habrá mayor dinamismo y aumentarán el consumo, los proyectos de inversión y la construcción de viviendas, entre otros. Esto equivale a mayor demanda interna, lo que aumentará las importaciones y/o los precios de bienes y servicios si la producción nacional no crece al mismo ritmo. Ocurre lo contrario cuando el BCH aumenta la tasa de interés de las OMA. Tasas altas atraerán más inversión, lo que aumentará la colocación de letras del BCH y restringirá la liquidez, afectando así las tasas de interés de mercado y el crédito.

Otro mecanismo de transmisión de la política monetaria es el tipo de cambio, que influye de tres maneras en los precios. La primera es que los movimientos de la moneda afectan

directamente los precios internos de los bienes importados. Si el lempira se aprecia, el precio de los bienes importados baja, lo que, en el caso de bienes de consumo final, ayuda a reducir la inflación directamente. La segunda es que precios más bajos de bienes importados que se utilizan como insumos pueden traducirse en precios más bajos de los bienes producidos en el país. La tercera forma en la que el tipo de cambio puede influir en la inflación es induciendo la competitividad de los bienes nacionales en los mercados internacionales. Si, como resultado de la apreciación del tipo de cambio, el precio internacional de tales bienes se vuelve menos competitivo, su demanda exterior tenderá a contraerse y, por tanto, la presión total de la demanda sobre la economía se moderará, así también las presiones inflacionarias. Esto será cierto sólo si el tipo de cambio es flexible.

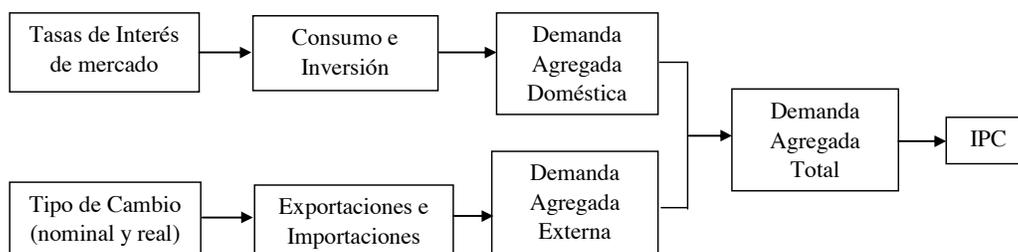
En resumen, la manera más efectiva de controlar la liquidez y así el crédito y los precios es ejerciendo influencia sobre el costo del dinero, ya sea reduciendo la disponibilidad de liquidez o provocando el alza de las tasas de interés comercial. Así, la política del BCH es aumentar o disminuir la demanda interna para mantener la inflación en el parámetro establecido. Una correcta administración de la política cambiaria garantiza un tipo de cambio adecuado a la estabilidad de precios.

### III. CARACTERÍSTICAS GENERALES DEL MODELO

Esta sección describe el modelo macroeconómico del BCH para proyectar la demanda agregada, la oferta y los precios y simular escenarios económicos. Las ecuaciones expresan los movimientos económicos de corto plazo y las relaciones de equilibrio de largo plazo. Las técnicas utilizadas para estimar los parámetros de las ecuaciones distinguen los efectos de corto plazo de los de largo plazo. En la generalidad de los casos, la relación de largo plazo y la dinámica de corto plazo se estiman juntas. Las variables utilizadas para obtener las relaciones de largo plazo son probadas por los métodos tradicionales de cointegración.

El modelo tiene tres módulos: demanda agregada, oferta y precios, sobre los cuales itera. La ejecución tiene dos etapas: en la primera se hacen las estimaciones consistentes de las variables; en la segunda, se hacen las estimaciones fuera de muestra para el período 2007-2011.

#### Mecanismo de transmisión



El diagrama anterior muestra el flujo del modelo, donde la tasa de interés afecta las decisiones de consumo e inversión de los agentes económicos y, por ende, incide en la demanda doméstica. Las modificaciones del tipo de cambio se transmiten directamente al sector externo. La combinación de las variables que afectan la demanda agregada interna y externa repercuten en el nivel de precios internos.

## 1. Demanda agregada

Los componentes de la demanda agregada se diseñaron según el modelo IS por práctico y útil y porque permite apreciar los efectos de las políticas macroeconómicas. A continuación se detalla cada uno de sus componentes:

### a) Consumo

El consumo fue especificado como función del ingreso, de la tasa de interés nominal y de la riqueza financiera. La importancia de esta última variable para determinar el consumo ha sido destacada por Modigliani (1986), Muellbauer (1994), Hendry y Von Ungerstern (1993) y Pesaran y Evans (1984). En este caso, la riqueza financiera amortigua el comportamiento cíclico del ingreso (Deaton, 1992 y Muellbauer, 1994).

La tasa de interés nominal también se considera determinante del consumo por su efecto en el ahorro a través del flujo de ingresos (Deaton y Muellbauer, 1980). Su efecto neto total sobre el consumo es incierto, aunque puede argumentarse que, en la mayoría de los casos, su impacto neto es negativo en la medida en que los efectos sustitución y reevaluación de la riqueza superan al efecto ingreso (Fernández-Corugedo, 2004).

$$(1) \quad c_t = \beta_1 y_t + \beta_2 r_f t + \beta_3 R_t + e_t$$

Donde:

$c_t$  = consumo privado.

$y_t$  = ingreso en términos reales o Producto Interno Bruto (PIB).

$r_f t$  = riqueza financiera aproximada por el agregado monetario en términos reales M3.

$R_t$  = tasa de interés promedio ponderado de los certificados de depósito a 180 días.

### b) Inversión

El gasto en inversión es relevante no sólo por sus efectos en la demanda agregada, sino por su contribución al crecimiento mediante la expansión del acervo de capital. El análisis de la dinámica de la inversión requiere identificar las variables con efectos sobre la tendencia de largo plazo, es decir, debe determinar las variables que poseen relación estacionaria en el tiempo con la inversión privada, como el PIB, la tasa de interés y el flujo de capital.

El propósito aquí es analizar los factores que han afectado el desempeño de la inversión privada en Honduras en el período 1950-2006. Para ello se especifica un modelo econométrico que representa satisfactoriamente la dinámica de la inversión y el impacto de cada variable sobre ella. El resultado principal indica que la inversión privada guarda una relación positiva de largo plazo (o estacionaria) con el PIB y el flujo de capital, y una relación negativa con la tasa de interés real.

La teoría y la evidencia empírica apuntan a que el nivel de equilibrio de la inversión privada en el largo plazo está determinado por el PIB, el flujo de capital y la tasa de interés real. La estrecha relación entre el tamaño de la economía y la formación bruta de capital fijo es evidente. Los modelos teóricos sostienen —y la evidencia confirma— que el crecimiento del PIB tiene efecto positivo sobre la inversión por el solo hecho de representar el clima económico general.

Jorgenson (1967) desarrolló una teoría dentro del paradigma neoclásico, la cual se volvió el estándar para determinar las funciones de inversión en la mayoría de los modelos macroeconómicos. El análisis de los principales determinantes de la inversión puede hacerse con la siguiente función:

$$(2) \quad \text{inv}_t = \beta_1 * y_t + \beta_2 * \text{fk}_t + \beta_3 * r_t + u_t$$

Donde:

$\text{inv}_t$  = inversión en términos reales.

$y_t$  = ingreso en términos reales.

$\text{fk}_t$  = flujos de capitales.

$r_t$  = tasa de interés real.<sup>81</sup>

Los coeficientes esperados son:  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 > 0$  y  $\beta_3 < 0$ .

### c) **Exportaciones**

En el contexto de la liberalización comercial, las exportaciones hondureñas han sido un motor del crecimiento, dados sus efectos positivos sobre la demanda agregada y el producto. En la actualidad se estudia con interés la existencia de una relación empírica entre el crecimiento exportador y el crecimiento económico. Muchos países en desarrollo han adoptado políticas efectivas de promoción de exportaciones y desarrollo (Santos, 2000, Chinn, 2003, Balassa, 1978, 1982, 1985, Baghwati, 1978, Krueger, 1978, Edwards, 1993).

La demanda de exportaciones hondureñas es función del principal socio comercial del país, Estados Unidos, del tipo de cambio real, de la apertura comercial y de una variable de tendencia. La función demanda de exportaciones se define como sigue:

---

<sup>81</sup> La tasa de interés real y la tasa de interés nominal de los certificados de depósito son considerados a 180 días, menos la inflación.

$$(3) \quad x_t = \beta_0 + \beta_1 \text{pibrusa}_t + \beta_2 \text{tcr}_t + \beta_3 \text{apert}_t + \beta_4 \text{Tend} + \beta_t$$

Donde:

$x_t$  = volumen de exportaciones reales

$\text{pibrusa}_t$  = producto interno bruto de Estados Unidos

$\text{tcr}_t$  = tipo de cambio real para las exportaciones.<sup>82</sup>

$\text{apert}_t$  = apertura comercial, definido como  $(X+M)/\text{PIB}$ .

Los coeficientes esperados son  $\beta_1, \beta_2$  y  $\beta_3 > 0$ .

El ciclo del PIB de Estados Unidos afecta directamente el volumen de exportaciones de Honduras, ya que la mayor parte de la producción maquiladora se destina al mercado estadounidense. El tipo de cambio real indica la competitividad externa y puede indicar la necesidad de introducir cambios de recursos en la economía.

La variable tendencia se utiliza para capturar los incrementos de productividad y el aprendizaje técnico del sector exportador. El conocimiento técnico adquirido no disminuye, aun cuando bajen las ventas, sino que tiende a aumentar con el tiempo.

#### d) Importaciones

Las importaciones son componente fundamental de cualquier economía por sus efectos en la producción, el consumo, la inversión, las exportaciones y la balanza de pagos. Pueden ser consideradas como exceso de demanda interna y son una de las principales ventajas del comercio internacional. Al asignar los recursos en forma eficiente, contribuyen a mejorar el bienestar de la población, aumentando las opciones de consumo.

De acuerdo con la teoría, la función importaciones puede ser vinculada al precio de los bienes de importación (considerando los precios de los bienes sustitutos), al nivel del gasto y más directamente al consumo y a la inversión.

Para evaluar el precio de las importaciones se utiliza el tipo de cambio real.<sup>5</sup> Es de esperar que, ante una disminución del valor de la moneda, aumenten las importaciones. Los aranceles también se utilizan como variable explicativa.

El análisis de los principales determinantes de las importaciones puede hacerse considerando una función de demanda (Deaton y Muellbauer; 1980). La función de demanda de importaciones (Murray ; 1976 y Boylan; 1980 ) puede definirse como:

$$(4) \quad \text{imp}_t = \beta_0 + \beta_1 c_t + \beta_2 \text{aran}_t + \beta_3 \text{inver}_t + \beta_4 \text{tcr}_t + u_t$$

Donde:

---

<sup>82</sup> Definido como deflactor de las exportaciones/deflactor del PIB.

$imp_t$  = importaciones en términos reales  
 $c_t$  = consumo privado en términos reales  
 $aran_t$  = arancel  
 $inver_t$  = inversión privada  
 $tcr_t$  = tipo de cambio real <sup>83</sup>

Los coeficientes esperados son:  $\beta_1 > 0$ ,  $\beta_2 < 0$ ,  $\beta_3 > 0$  y  $\beta_4 < 0$ .

## 2. Oferta

Para la modelación y estimación del bloque de oferta se incorporan dos modelos que incluyen al PIB y a los precios internos. A continuación se detalla cada uno.

### a) Producto

Para modelar el producto se especificó un modelo de producción, cuyos principales determinantes son el crecimiento del PIB de Estados Unidos, el tipo de cambio real y el crédito al sector privado.

El efecto de estas variables es positivo para el producto de Honduras. El crecimiento del PIB de Estados Unidos es importante porque aproximadamente 50% del comercio de Honduras es con ese país. Por otra parte, el tipo de cambio real mide la asignación de recursos en la producción de bienes. El crédito al sector privado ayuda a medir el impulso de los recursos canalizados por el sistema financiero a la actividad productiva.

$$(5) \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 pibrusa_t + \beta_2 tcr_t + \beta_3 credpr_t + e_t$$

Donde:

$tcr_t$  = tipo de cambio real <sup>84</sup>  
 $credpr$  = crédito al sector privado en términos reales.

### b) Precios

Para modelar los precios se utilizó una Curva de Phillips que relaciona los precios del período anterior, la variación del tipo de cambio nominal, la brecha del producto y la emisión monetaria.

<sup>83</sup> Definido como deflactor de las importaciones/deflactor del PIB.

<sup>84</sup> Definido como logaritmo del ipc de Estados Unidos – logaritmo del IPC de Honduras + el logaritmo del tipo de cambio nominal. ( $tcr = lipcusa - lipc + ls$ ).

El efecto de estas variables sobre el nivel de precios de Honduras es positivo. El efecto del tipo de cambio nominal es importante en tanto ancla inflacionaria. El déficit público y la emisión monetaria también pesan porque afectan directamente la inflación. Por tanto, para mantener la inflación baja y estable, las políticas fiscal y monetaria deben guardar congruencia entre sí.

$$(6) \quad ipc_t = \beta_1 s_t + \beta_2 defgy_t + \beta_3 emi_t + e_t$$

Donde:

$ipc_t$  = índice de precios al consumidor.  
 $defgy_t$  = déficit del Gobierno con relación al PIB.  
 $emi_t$  = emisión monetaria  
 $s_t$  = tipo de cambio nominal

#### IV. ESTIMACIONES ECONÓMÉTRICAS

Después de evaluar teóricamente cada modelo, quedan dos situaciones a resolver, como remarca Favero (2001). La primera es la parametrización del modelo y la segunda es la simulación, que será discutida posteriormente.

Este trabajo sigue el enfoque de estimación econométrica de los parámetros,<sup>85</sup> con restricciones como el alcance y periodicidad de series estadísticas consistentes con el modelo y la presencia de quiebres estructurales en el período considerado.

Los modelos fueron estimados con la metodología de Johansen, que calcula las relaciones de cointegración (véase el Apéndice) de un conjunto de variables, usando un modelo de vectores autorregresivos (VAR) para las variables no estacionarias, verificado con un mecanismo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987) para obtener una relación de corto plazo. A continuación se detallan las estimaciones econométricas del núcleo de ecuaciones principales.<sup>86</sup>

##### Consumo

La especificación (ecuación 7) indica que la propensión marginal al consumo es muy cercana a la unidad y que la riqueza financiera tiene también un efecto positivo.

$$(7) \quad c_t = 0,9083 * y_t + 0,2036 * rf_t - 0,0322 * R_t$$

<sup>85</sup> Se pueden utilizar los parámetros de modelos similares de otras economías y calibrarlos con la economía de que se trate.

<sup>86</sup> Las variables en minúsculas denotan el logaritmo natural de las series.

El mecanismo de corrección de errores se presenta en la ecuación 8.

$$(8) \quad \Delta c_t = -0,3034 * \Delta c_{t-1} + 0,6998 * \Delta y_t - 0,0283 * DU78 - 0,0922 * ecm_{t-1}$$

(-2,87)      (5,74)      (-2,66)      (-4,71)

La especificación del corto plazo indica la importancia del ingreso como determinante del consumo y del consumo rezagado en un período determinado, indicando que el incremento del consumo pasado afecta negativamente el consumo presente. Se incluye una variable *dummy* para el año 1978 por el efecto riqueza debido al aumento del precio del café ese año.

### **Inversión**

La relación de largo plazo arrojada por la ecuación (9) indica que la inversión responde en primer lugar a la evolución del flujo de capitales, seguido por el ingreso, que afecta positivamente a la inversión, mientras la tasa de interés refleja un impacto negativo asociado al costo del dinero.

$$(9) \quad inv_t = 0,8049 * y_t + 1,1042 * fk_t - 0,1300 * r_t$$

En el corto plazo, la inversión responde a las mismas variables del modelo de largo plazo; se encontró relación de esta variable con su rezago.

$$(10) \quad \Delta inv_t = 0,1855 * \Delta inv_{t-1} + 2,6042 * \Delta y_t + 0,2962 * \Delta fk_t - 0,005 * r_t - 0,0365 * ecm_{t-1}$$

(4,182)      (2,408)      (5,485)      (-2,068)      (-2,889)

### **Exportaciones**

Los resultados indican que todas las variables del modelo de largo plazo tienen efecto positivo sobre las exportaciones.

$$(11) \quad x_t = 0,8693 pib_{usa_t} + 0,4382 tcr_t + 0,3246 apert_t$$

Los resultados del modelo de corrección de errores muestran que los principales determinantes de la función de exportaciones son el PIB de Estados Unidos, el tipo de cambio real y la apertura comercial, las cuales revelan asociación positiva con las exportaciones, como lo postula la teoría.

$$(12) \quad \Delta x_t = -0,0508 + 1,3756 \Delta y_t + 0,6976 \Delta tcr_t + 0,5504 \Delta apert_t - 0,1797 ecm_{t-1}$$

(-3,57)      (6,57)      (7,09)      (5,31)      (-2,49)

### **Importaciones**

Las importaciones responden al consumo, a la inversión, al arancel efectivo y al tipo de cambio real en el largo plazo.

$$(13) \quad imp_t = 0,6794 * c_t + 0,3365 * inv_t - 1,8065 * aran_t - 0,4426 tcr_t$$

Estos resultados indican una relación estable de largo plazo entre las variables consideradas.

El procedimiento de lo general a lo específico permite obtener un modelo econométrico final que se aproxima lo suficiente al proceso generador de información de los cambios en las importaciones (Spanos, 1986).

$$(14) \quad \Delta \text{imp}_t = 0,3475 + 0,2697 * \Delta \text{imp}_{t-1} + 0,2919 * \Delta \text{inver}_t + 0,8032 * \Delta \text{cp}_t - 0,2640 * \Delta \text{tcr}_t - 0,8093 * \text{ecmm}_{t-1}$$

(5,11)   (2,94)   (5,47)   (3,92)   (-2,79)   (-5,35)

### Producto

El crecimiento económico de Honduras está claramente asociado con el PIB de Estados Unidos y en menor medida con el crédito al sector privado y el tipo de cambio real.

$$(15) \quad y_t = 0,8136 * \text{pibrusa}_t + 0,0511 * \text{tcr}_t + 0,1983 * \text{credpr}_t$$

El modelo incorpora una variable *dummy* para 1999 a fin de suavizar el impacto negativo del huracán Mitch (octubre de 1988) en el crecimiento del producto. Otro resultado importante es el de los coeficientes obtenidos para el PIB de Estados Unidos, donde la variable con rezago presenta signo negativo; no obstante, la variable del período actual arroja un efecto positivo neto. El modelo cumple satisfactoriamente las propiedades econométricas y no parece haber ningún comportamiento sistemático en los residuales que pueda utilizarse para mejorar las simulaciones o proyecciones.

$$(16) \quad \Delta y_t = 0,0230 + 0,2422 * \Delta y_{t-1} + 0,9693 * \Delta \text{pibrusa}_t - 0,3562 * \Delta \text{pibrusa}_{t-1} + 0,0526 * \text{sr}_t + 0,0686 * \text{credpr}_t + 0,0588 * \text{DU99} - 0,0961 * \text{ecmy}_{t-1}$$

(2,88)   (2,50)   (7,02)   (-2,36)  
(2,47)   (2,37)   (6,89)   (-2,19)

### Precios

El modelo de precios de largo plazo que mostró mejor comportamiento para la economía hondureña incluye tipo de cambio nominal, déficit fiscal como porcentaje del PIB y emisión monetaria.

$$(17) \quad \text{ipc}_t = 0,692 * \text{s}_t + 0,244 * \text{defgy}_t + 0,424 * \text{emi}_t$$

Para el corto plazo, el modelo de precios fue calculado mediante una Curva de Phillips, utilizando el diferencial del IPC rezagado, la brecha del producto rezagado, el diferencial del tipo de cambio nominal, el diferencial de la emisión monetaria y una variable *dummy* para 1994 que recoge el fuerte incremento de los precios ese año, ocasionado, en parte, por la depreciación del tipo de cambio nominal.

$$(18) \quad \Delta ipc_t = -0,0741 + 0,2782 * \Delta ipc_{t-1} + 0,4844 * \Delta gapy_{t-1} + 0,2499 * \Delta s_t + 0,1049 * \Delta emi_{t-1} - 0,1032 * ecmp_{t-1}$$

$$\quad \quad \quad (-2,59) \quad (3,35) \quad (3,10) \quad (7,83) \quad (1,60) \quad (-3,50)$$

Donde:

gap = brecha del producto  
s = tipo de cambio nominal

El coeficiente que acompaña al tipo de cambio nominal (0,250), *passthrough*, es relativamente alto, indicando que ante una depreciación de un punto porcentual del tipo de cambio nominal, el traslado a precios en el corto plazo sería igual a 0,24 puntos porcentuales, mientras que para el largo plazo el coeficiente es 0,692.

Los modelos presentan propiedades econométricas satisfactorias y no revelan ningún comportamiento sistemático en los residuales que pueda utilizarse para mejorar las simulaciones o las proyecciones. Esto es, los residuales no rechazan la prueba de normalidad de los errores ni hay evidencia de autocorrelación, heterocedasticidad y cambio estructural (véanse los anexos).

## V. SIMULACIONES

Para hacer las simulaciones se construye un modelo general compuesto por el bloque de ecuaciones de demanda y oferta y la relación teórica entre las variables “endógenas” y las “exógenas”. Primero se estima un escenario base o pasivo con proyecciones a cinco años. Para analizar la respuesta de las variables endógenas ante cambios en las variables exógenas, se realizan dos escenarios alternativos, el primero incluye una caída en el PIB de Estados Unidos y el segundo incluye una depreciación nominal del lempira frente al dólar.

### 1. Escenario base

Las proyecciones de las variables exógenas se realizaron con modelos autoregresivos (AR), medias móviles (MA), modelos ARCH y, en algunos casos, con la información disponible sobre proyecciones de la economía de Estados Unidos (véase el Apéndice). Finalmente, para realizar las proyecciones de los escenarios base y alternativos se integraron todas las ecuaciones de demanda, oferta e identidades en un modelo general.

El siguiente cuadro muestra los resultados del comportamiento de las principales variables macroeconómicas del modelo para el período 2007-2011:

Cuadro 1

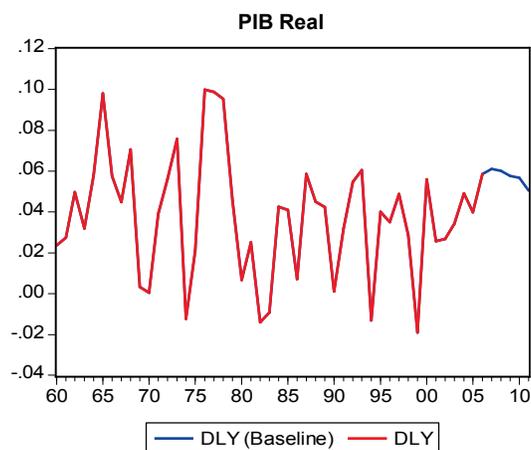
HONDURAS: COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES DEL MODELO EN EL ESCENARIO BASE

(Tasas de crecimiento)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Promedio 2007-2011
PIB	6,0	6,1	6,0	5,8	5,7	5,1	5,7
Consumo	7,7	6,5	7,1	6,9	7,1	6,7	6,8
Inversión	20,1	11,0	12,3	9,5	11,0	8,7	10,5
Exportaciones	4,8	15,0	7,6	7,5	2,3	5,4	7,7
Importaciones	13,5	12,5	9,6	6,8	6,8	6,5	8,4
Inflación	5,3	6,3	6,8	6,9	7,2	7,6	7,0

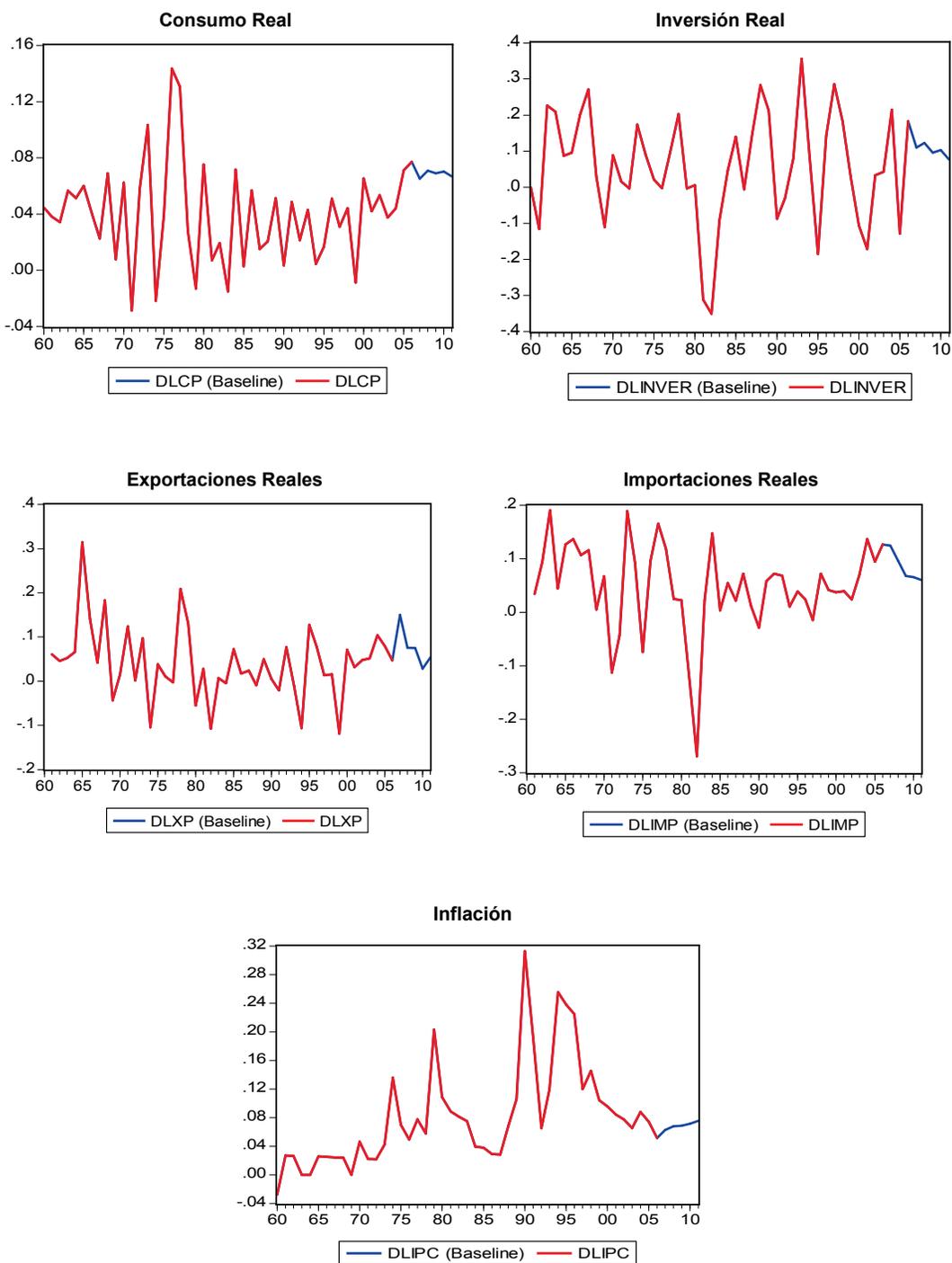
En promedio, la economía hondureña presenta un crecimiento de 5,7% para el periodo analizado, manteniéndose estable hasta el 2010, para caer a 5,1% en 2011. El crecimiento del PIB real proyectado para los años 2007 y 2008 está en el rango previsto por el Programa Monetario 2007-2008 del BCH.

Gráfica 3



El consumo muestra un crecimiento promedio de 6,8% para el periodo, con un comportamiento bastante estable a lo largo de la muestra. La inversión presenta un crecimiento promedio de 10,5%, en tanto que las exportaciones e importaciones crecen 7,7% y 8,4%, respectivamente.

**Gráfica 4**



Los precios internos presentan comportamiento estable a lo largo del período, con un crecimiento promedio de 7,0%. Para el 2007, la estimación (6,3%) está fuera del rango previsto en el Programa Monetario 2007-2008 del BCH.

## 2. Shock en el PIB de Estados Unidos

Este escenario considera que la economía estadounidense crecerá alrededor de 2,3% anual (3,3% anual en el escenario base) en el período 2007-2011. El Fondo Monetario Internacional (FMI) estima que el traslado del enfriamiento económico de Estados Unidos al gasto del consumidor y a la inversión contagiaría a otras regiones y que su desempeño continuará influyendo al resto del mundo. El impacto será mayor en países con vínculos comerciales y financieros fuertes con Estados Unidos. La economía de Honduras presenta una correlación elevada con el PIB de ese país, casi 50% de su comercio exterior. Los efectos sobre las variables endógenas se presentan en el siguiente cuadro:

Cuadro 2

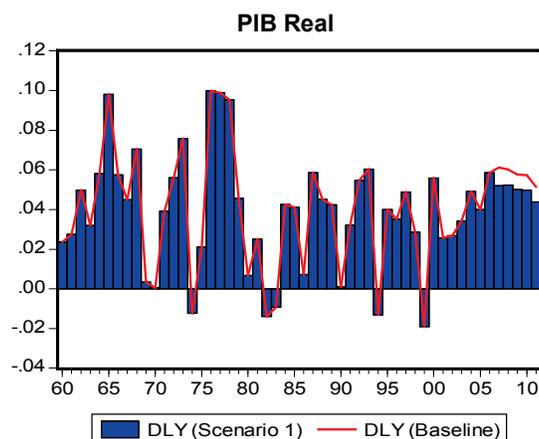
### HONDURAS: COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES DEL MODELO

(Tasas de crecimiento)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Promedio 2007-2011
Escenario base							
PIB	6,0	6,1	6,0	5,8	5,7	5,1	5,7
Consumo	7,7	6,5	7,1	6,9	7,1	6,7	6,8
Inversión	20,1	11,0	12,3	9,5	11,0	8,7	10,5
Exportaciones	4,8	15,0	7,6	7,5	2,3	5,4	7,7
Importaciones	13,5	12,5	9,6	6,8	6,8	6,5	8,4
Inflación	5,3	6,3	6,8	6,9	7,2	7,6	7,0
Simulación 1							
PIB	6,0	5,2	5,2	5,0	5,0	4,4	5,0
Consumo	7,7	5,9	6,7	6,4	6,6	6,3	6,4
Inversión	20,1	8,6	9,7	7,0	8,7	6,7	8,1
Exportaciones	4,8	13,6	6,3	6,3	2,0	4,7	6,6
Importaciones	13,5	11,3	8,2	5,5	5,7	5,5	7,2
Inflación	5,3	6,3	6,9	6,8	6,9	7,2	6,8

Los resultados muestran que, ante una reducción del crecimiento del PIB de Estados Unidos, las variables responden negativamente, salvo la inflación. En este escenario, el crecimiento promedio del PIB real hondureño es 5,0% contra 5,7% en el escenario base.

Gráfica 4

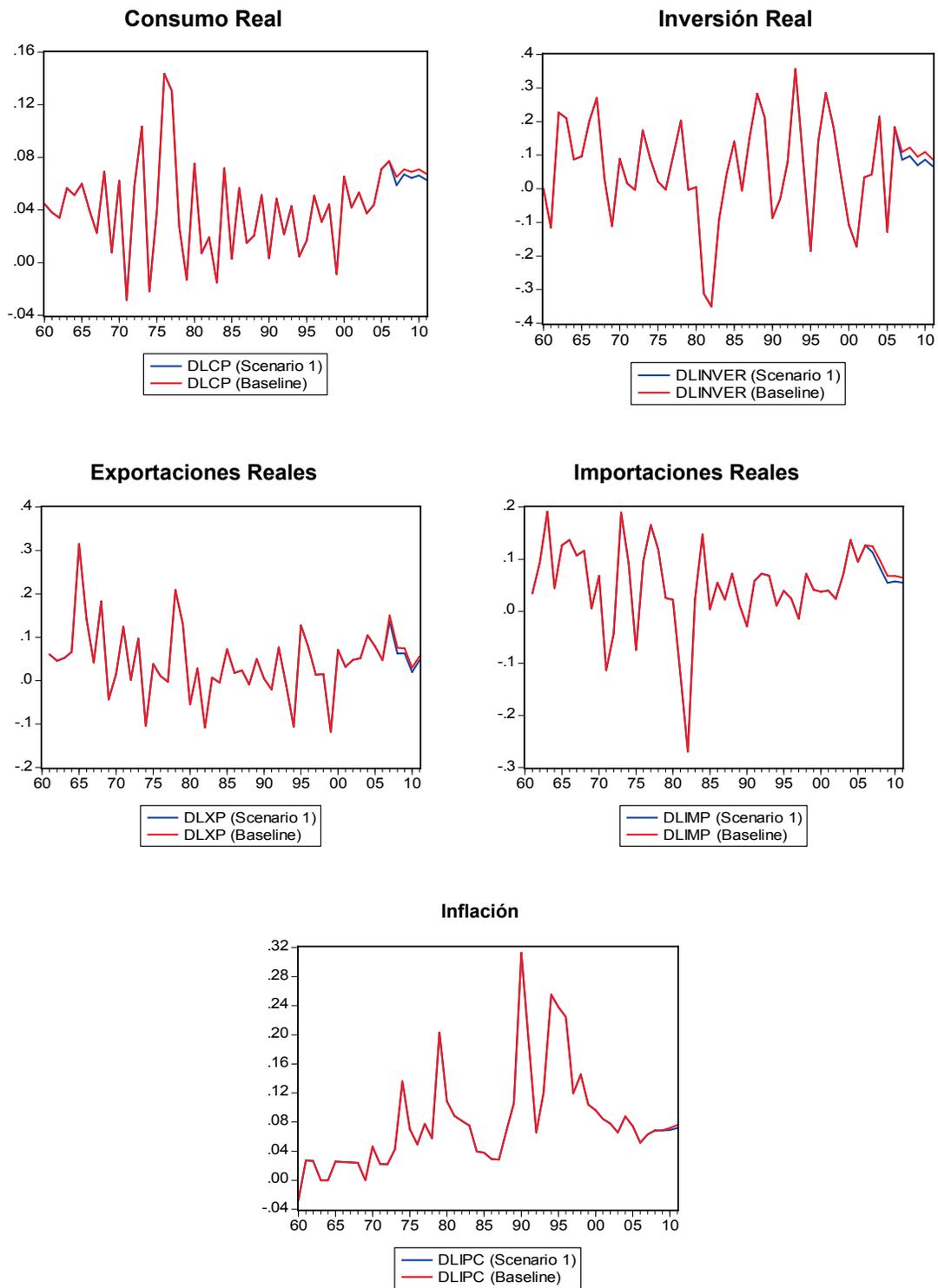


Como se observa en los gráficos siguientes, esta caída se refleja en la mayoría de los componentes del PIB. El consumo muestra un crecimiento de 6,4% para el período (6,8% en el escenario base). La inversión presenta un crecimiento de 8,1% contra 10,1% del escenario base, en tanto que las exportaciones e importaciones crecen 6,6% y 7,2%, respectivamente, inferiores al escenario base.

El Índice de Precios al Consumidor reacciona de manera positiva, ya que el nivel de precios internos se reduciría respecto del escenario base. La economía hondureña estaría creciendo por debajo del PIB potencial, efecto recogido por la variable brecha del producto en el modelo de precios. El efecto en la inflación no es inmediato por el consabido rezago.

Lo anterior da como resultado que la tasa de inflación de 2007 en el escenario 1 sea 6,3%. Sin embargo, para el resto de los años la tasa de crecimiento del IPC es menor que la del escenario base. La inflación promedio para el período fue 6,8%, inferior 0,2 puntos que el escenario base.

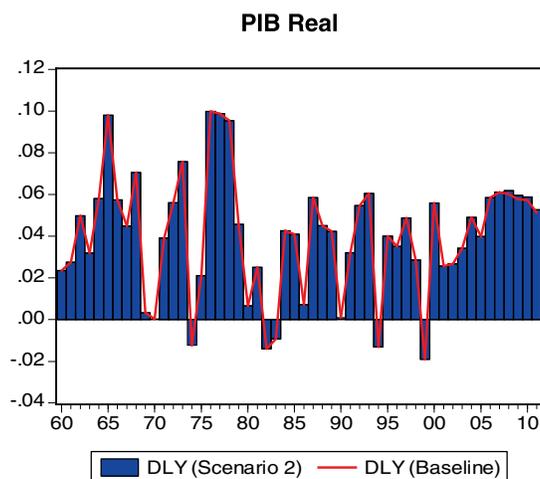
Gráfica 5



### 3. Shock de tipo de cambio nominal

Esta variable es crítica para la economía hondureña porque el tipo de cambio nominal ha sido utilizado como ancla para estabilizar los precios internos. A raíz de su estabilización los últimos tres años, se han logrado tasas de inflación bajas. En este escenario mostramos cómo una depreciación de 5,0% del lempira ante el dólar afectaría los precios internos y la propagación del efecto por los canales de transmisión representados en el modelo.

Gráfica 6



En este escenario, el PIB nacional aumenta 0,2 puntos sobre el escenario base, principalmente por el mejoramiento de la tasa de cambio real, lo cual fomenta las exportaciones.

El efecto de una depreciación de la moneda sobre el PIB no es inmediato porque las exportaciones no crecen sustancialmente el primer año, como lo muestra el gráfico anterior. Es por ello que, para el año 2007, ambos escenarios (base y shock) arrojan la misma tasa de crecimiento, no así el resto de los años, donde el crecimiento con shock de tipo de cambio es superior.

El siguiente cuadro muestra la evolución del resto de las variables:

Cuadro 3

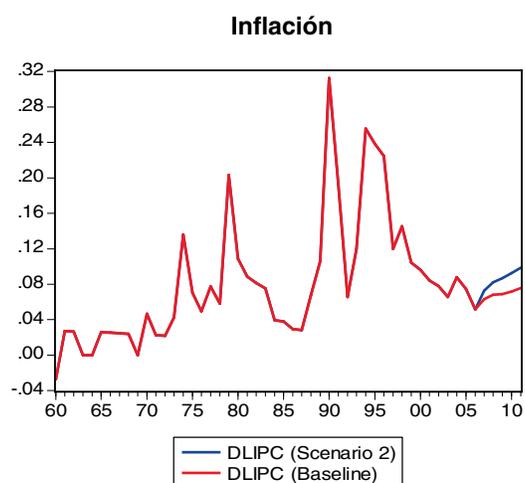
HONDURAS: COMPORTAMIENTO DE LAS VARIABLES DEL MODELO

(Tasas de crecimiento)

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	Promedio 2007-2011
<b>Escenario base</b>							
PIB	6,0	6,1	6,0	5,8	5,7	5,1	5,7
Consumo	7,7	6,5	7,1	6,9	7,1	6,7	6,8
Inversión	20,1	11,0	12,3	9,5	11,0	8,7	10,5
Exportaciones	4,8	15,0	7,6	7,5	2,3	5,4	7,7
Importaciones	13,5	12,5	9,6	6,8	6,8	6,5	8,4
Inflación	5,3	6,3	6,8	6,9	7,2	7,6	7,0
<b>Simulación 2</b>							
PIB	6,0	6,1	6,2	6,0	5,9	5,3	5,9
Consumo	7,7	6,5	7,2	7,0	7,1	6,8	6,9
Inversión	20,1	11,0	12,2	9,3	10,9	8,7	10,4
Exportaciones	4,8	15,0	7,8	7,6	3,1	5,6	7,8
Importaciones	13,5	12,5	9,7	6,7	6,6	6,5	8,3
Inflación	5,3	7,3	8,2	8,7	9,2	9,9	8,7

En general, las variables presentan el comportamiento esperado ante una depreciación de la moneda, aunque el impacto en algunas de ellas no es considerable. En el caso del consumo, se aprecia que el promedio es similar en ambos escenarios. La inversión y las importaciones presentan una leve reducción en comparación con el escenario base, acaso motivada por el encarecimiento de los bienes importados.

Gráfica 7



Las exportaciones presentan un leve incremento motivado por el mejoramiento del tipo de cambio real. El efecto de una depreciación del lempira en la inflación es directo. El coeficiente del tipo de cambio nominal en el modelo de precios es 0,24, lo que significa que, ante una depreciación de un punto, el traslado a precios es aproximadamente 0,24 puntos. Es por ello que, al comparar este escenario con el escenario base, se observa un fuerte impacto en la inflación, que aumenta 2,7 puntos. De acuerdo con las proyecciones, una tasa de depreciación de la moneda como la propuesta, genera efectos inflacionarios que pondrían en riesgo el cumplimiento de la meta de inflación establecida en el Programa Monetario 2007-2008 del BCH.

## VI. CONCLUSIONES

1. Para estimar las ecuaciones se utilizó el procedimiento de Johansen, el cual permite obtener las relaciones de cointegración en un conjunto de variables por medio de un modelo de vectores autorregresivos (VAR) —para el caso de variables no estacionarias—, más un procedimiento de corrección de errores.
2. Las ecuaciones de la demanda y oferta fueron integradas en un modelo general que permite realizar los diferentes escenarios propuestos en el documento.
3. A partir del modelo general analizamos los resultados de proyecciones a cinco años a partir del 2007. Los modelos de oferta y demanda se basan en la relación teórica aceptada, un conjunto de variables “endógenas” y otras “exógenas”. Estas últimas fueron estimadas bajo algunos supuestos y, en ciertos casos, con modelos autorregresivos.
4. Los resultados del escenario base muestran que la economía hondureña crecerá 5,7% en promedio en 2007-2011, mientras que la tasa de inflación crecerá 7,0%.
5. El escenario 1 considera una reducción de un punto porcentual en el ritmo de crecimiento de la economía estadounidense respecto del escenario base (3,3%). El impacto de este shock exógeno es negativo, dada la fuerte correlación de la economía de Honduras con la de Estados Unidos, con quien tiene aproximadamente 50% de su comercio exterior. Es así que el crecimiento promedio del PIB real hondureño resulta 5,0% contra 5,7% del escenario base. Igual comportamiento se observa en el resto de las variables, mientras la tasa de inflación se reduce en promedio 0,2 puntos porcentuales.
6. El escenario 2 se realiza bajo el supuesto de una depreciación de 5% anual del lempira frente al dólar estadounidense los años estimados. La consecuencia sería mayor crecimiento del producto, del consumo y las exportaciones, pero las tasas de inversión y las importaciones se reducirían por el encarecimiento de los productos importados. La tasa de inflación se incrementaría considerablemente.
7. En el corto plazo, el *passthrough* del tipo de cambio a los precios es 0,24, lo que significa que, ante una depreciación de un punto, el traslado a precios es aproximadamente 0,24 puntos. Es por ello que, al comparar los resultados del escenario 2 con el escenario base, hay un fuerte impacto en la tasa de inflación, un incremento de 2,7 puntos. Una situación como esta pondría en riesgo el cumplimiento de la meta de inflación del Programa Monetario 2007-2008 del BCH.

## BIBLIOGRAFÍA

- Angus, Deaton y John Muellbauer (1980), “Economics and Consumer Behavior”. Cambridge University Press, Cambridge, United Kingdom.
- Banco Central de Chile (2003), “Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile”, Santiago de Chile.
- Banco Central de la República de Argentina (2007), “Un Modelo Económico Pequeño para Argentina”. Estudios del Banco Central, Buenos Aires, Argentina.
- Catalán, Horacio (2006), “Productividad, Precios y Salarios en las Economías de Centroamérica y la República Dominicana: un Análisis del Modelo VAR”. LC/MEX/R.912/Rev.1, CEPAL/México, marzo.
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”. *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- De Gregorio, José (2007), “Macroeconomía: Teoría y Políticas”. Pearson Education, Ciudad de México, México.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”. *Econometrica*, 55, 251-276.
- Galindo, Luis Miguel y Horacio Catalán (2003), “Modelos Econométricos para los Países de Centroamérica”. LC/MEX/L.851, CEPAL/México, noviembre.
- Johansen, S. (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”. *Journal of Economic Dynamic Analysis*, 12, 231-254.
- Phillips, P. C. B. y P. Perron (1988), “Testing for Unit Roots in Time Series Regression”. *Biometrika*, 75, 335–346.
- Spanos, A. (1986), “Statistical Foundations of Econometric Modeling”. Cambridge University Press, New York.

## APÉNDICE

El cuadro 1 presenta los resultados de las pruebas de raíces unitarias Dickey Fuller (1981), Phillips Perron (1988). En principio, todas las series consideradas son I(1).

Cuadro 1

## PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

<i>a.</i>	ADF			PP		
	A	B	C	A	B	C
<i>ari</i>						
<i>abl</i>						
<i>e</i>						
c	-0,67 (0)	-2,18 (0)	7,58 (0)	-2,08	-0,73	9,13
$\Delta$ c	-8,58 (0)	-8,54 (0)	-1,01 (3)	-8,70	-8,73	-4,69
y	-0,71 (0)	-1,59 (0)	8,31 (0)	-1,59	-0,71	7,80
$\Delta$ y	-6,43 (0)	-6,40 (0)	-3,52 (0)	-6,34	-6,40	-3,39
rf	-1,61 (0)	-2,45 (0)	4,84 (0)	-2,52	-1,53	3,86
$\Delta$ rf	-6,33(0)	-6,20(0)	-4,37(0)	-6,17	-6,33	-4,33
R	-3,50 (5)	-1,46 (1)	-0,30 (1)	-1,94	-1,29	-0,12
$\Delta$ R	-5,04 (0)	-5,04 (0)	-5,05 (0)	-5,04	-5,04	-5,05
inver	-2,04 (0)	-1,28 (0)	2,65 (0)	-2,15	-1,29	2,75
$\Delta$ inver	-5,40 (1)	-5,46 (1)	-4,90 (0)	-5,21	-5,27	-4,80
fk	-2,81 (3)	-1,46 (3)	0,68 (3)	-2,69	-0,55	0,76
$\Delta$ fk	-4,01 (2)	-4,10 (2)	-3,55 (2)	-5,10	-5,12	-5,03
r	-4,73 (0)	-4,77 (0)	-4,66 (0)	-4,55	-4,60	-4,52
x	-2,56 (0)	-2,59 (0)	3,09 (0)	-2,56	-2,70	2,80
$\Delta$ x	-6,46 (0)	-6,17 (0)	-5,19 (0)	-6,46	-6,20	-5,30
pibrusa	-4,34 (1)	-1,44 (0)	10,86 (0)	-3,15	-1,87	9,86
$\Delta$ pibrusa	-5,27 (0)	-5,13 (0)	-2,14 (0)	-5,19	-4,97	-1,94
Apert	-2,86 (1)	-0,85(0)	-1,64 (0)	-2,35	-0,92	-1,62
$\Delta$ apert	-6,28 (0)	-6,30 (0)	-6,23 (0)	-6,28	-6,26	-6,18
terx	-2,02 (0)	-0,80 (0)	-0,97 (0)	-2,20	-0,98	-0,94
$\Delta$ terx	-5,75 (0)	-5,77 (0)	-5,77 (0)	-5,74	-5,77	-5,78
imp	-3,39 (1)	-1,61 (2)	2,63 (2)	-2,61	-1,53	3,11
$\Delta$ imp	-4,97 (1)	-4,95 (1)	-3,94 (0)	-4,69	-4,70	-3,87
aran	-1,91 (0)	-1,75 (0)	-2,55 (0)	-2,01	-1,78	-2,46
$\Delta$ aran	-5,86 (0)	-5,88 (0)	-5,51 (0)	-5,86	-5,88	-5,54
term	-2,05 (2)	-0,65(2)	0,16 (2)	-2,62	-0,61	-0,02
$\Delta$ term	-6,26(1)	-6,34 (1)	-6,00 (1)	-5,69	-5,82	-5,04
tcr	-2,45 (0)	-1,85 (0)	0,23 (0)	-2,61	-1,86	0,31
$\Delta$ tcr	-8,24 (0)	-8,32 (0)	-8,38 (0)	-8,19	-8,27	-8,32
credpr	-2,32(1)	-1,64(1)	2,11(1)	-1,99	-1,77	3,32
$\Delta$ credpr	-4,17(0)	-4,07(0)	-2,97(0)	-4,10	-4,00	-2,82
ipc	-1,71 (1)	1,31 (1)	2,64 (1)	-1,33	2,58	6,18
$\Delta$ ipc	-3,98 (0)	-3,20 (0)	-2,12 (0)	-3,93	-3,14	-2,15
gapy	-4,33 (1)	-4,36 (1)	4,39 (1)	-3,29	-3,29	-3,32
s	-1,43 (0)	0,59 (0)	2,15 (0)	-1,53	0,30	1,70
$\Delta$ s	-7,34 (0)	-7,11 (0)	-6,67 (0)	-7,38	-7,26	-6,92
defgy	-2,48 (0)	-2,72 (0)	-1,36 (0)	-2,25	-2,57	-1,17
$\Delta$ defgy	-8,41 (0)	-8,05 (0)	-8,10 (0)	-9,25	-7,97	-8,02
emi	-1,80 (0)	2,12 (0)	10,61 (0)	-1,85	1,94	9,61
$\Delta$ emi	-6,53 (0)	-6,07 (0)	-0,50 (0)	-6,53	-6,15	-2,24

Nota: Los valores en negrita indican rechazo de la hipótesis nula. Los valores críticos al 5% de significancia para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron para una muestra de tamaño  $T=100$  son **-3,45 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2,89 incluyendo constante (modelo B) y -1,95 sin constante ni tendencia (modelo C)** (Maddala and Kim, 1998, p. 64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos. Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos. Período 1950 - 2006.

Cuadro 2

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1998)  
Y DE HANSEN Y JOHASEN (1993) PARA EL CONSUMO

	Traza	Valor Critico	$\lambda_{\max}$	Valor Critico
r = 0	43,224*	40,175	25,562	24,159
r ≤ 1	17,662	24,276	10,669	17,797
r ≤ 2	6,993	12,321	4,861	11,225
r ≤ 3	2,132	4,130	2,132	4,130

Notas: (\*) Indica rechazo al 5% de nivel de significancia. Traza = prueba de la traza;  $\lambda$ -max = prueba de la raíz característica máxima. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 1. La forma de selección de los rezagos se realizó con base en las pruebas de especificación. Período 1950 - 2006.

Cuadro 3

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1998)  
Y DE HANSEN Y JOHASEN (1993) PARA LA INVERSIÓN

	Traza	Valor critico	$\lambda_{\max}$	Valor critico
r = 0	52,890*	40,175	21.612	24,159
r ≤ 1	31.278*	24,276	17,630	17,797
r ≤ 2	13,648	12,321	11.781*	11.225
r ≤ 3	1.867	4,130	1.867	4,130

Notas: (\*) Indica rechazo al 5% de nivel de significancia. Traza = prueba de la traza;  $\lambda$ -max = prueba de la raíz característica máxima. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 2. La forma de selección de los rezagos se realizó con base en las pruebas de especificación. Período 1950 - 2006.

Cuadro 4

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1998)  
Y DE HANSEN Y JOHASEN (1993) PARA LAS EXPORTACIONES

	Traza	Valor critico	$\lambda_{\max}$	Valor critico
r = 0	42,849*	40,175	19,307	24,159
r ≤ 1	23,541	24,276	12,286	17,797
r ≤ 2	11.255	12,321	8,318	11.225
r ≤ 3	2,937	4,129	2,937	4,129

Notas: (\*) Indica rechazo al 5% de nivel de significancia. Traza = prueba de la traza;  $\lambda$ -max = prueba de la raíz característica máxima. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 2. La forma de selección de los rezagos se realizó con base en las pruebas de especificación. Período 1950 - 2006.

Cuadro 5

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1998)  
Y DE HANSEN Y JOHANSEN (1993) PARA LAS IMPORTACIONES

	Traza	Valor crítico	$\lambda_{\max}$	Valor crítico
r = 0	75,83*	69,82	23,86	33,88
r ≤ 1	51,96	47,86	22,76	27,58
r ≤ 2	29,20	29,80	17,94	21,13
r ≤ 3	11,26	15,49	11,14	14,26
r ≤ 4	0,12	3,84	0,12	3,84

Notas: (\*) Indica rechazo al 5% de nivel de significancia. Traza = prueba de la traza;  $\lambda$ -max = prueba de la raíz característica máxima. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 2. La forma de selección de los rezagos se realizó con base en las pruebas de especificación. Período 1950 - 2006.

Cuadro 6

PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN BASADAS EN EL PROCEDIMIENTO DE JOHANSEN (1998)  
Y DE HANSEN Y JOHANSEN (1993) PARA EL PIB

	Traza	Valor crítico	$\lambda_{\max}$	Valor crítico
r = 0	64,860*	40,175	36,162	24,159
r ≤ 1	28,698*	24,726	14,398	17,797
r ≤ 2	14,301*	12,321	9,915	11,225
r ≤ 3	4,385*	4,130	4,385	4,130

Notas: (\*) Indica rechazo al 5% de nivel de significancia. Traza = prueba de la traza;  $\lambda$ -max = prueba de la raíz característica máxima. r = número de vectores de cointegración. Número de rezagos en el VAR = 1. La forma de selección de los rezagos se realizó con base en las pruebas de especificación. Período 1950 - 2006.

**Supuestos para la proyección de las variables exógenas**

Los resultados de la proyección se basan en una serie de supuestos sobre el comportamiento de las variables que se mencionan a continuación:

- *PIB real Estados Unidos*: se utiliza información sobre proyecciones, asumiéndose un crecimiento promedio de 3,3% para el quinquenio.
- *Inflación Estados Unidos*: se utiliza información sobre proyecciones, asumiéndose una inflación promedio de 2,4% para el período de proyección.
- *Agregado monetario (M3)*: se proyectó con un modelo autorregresivo de orden 1 ar(1).
- *Crédito al sector privado*: se proyectó con un modelo autorregresivo de orden 1 ar(1).
- *Déficit de la Administración Central*: se utilizan las proyecciones de la Secretaría de Finanzas.

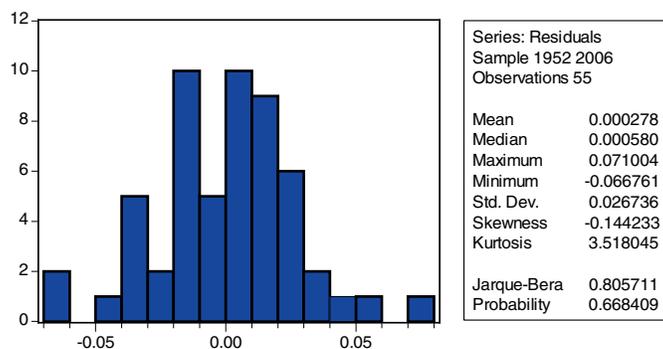
- *Tasa de interés nominal*: se proyectó con un modelo autorregresivo de orden 2 ar(2).
- *Tipo de cambio real para las exportaciones (tcr)*: se estimó con un proceso autorregresivo con medias móviles ARMA (2,1).
- *Tipo de cambio real para las importaciones (tcr)*: se estimó con un proceso autorregresivo con medias móviles ARMA (2,2).
- *Tipo de cambio nominal (s)*: se asume una tasa de depreciación anual de 1%.
- *Arancel*: se mantuvo la tasa observada el año 2006 (2%).

*La emisión monetaria se estimó con una ecuación estructural, utilizando como variables explicativas el producto real, el IPC y la emisión monetaria rezagada.*

## ANEXOS

## I. CONSUMO

## Normalidad de los residuos



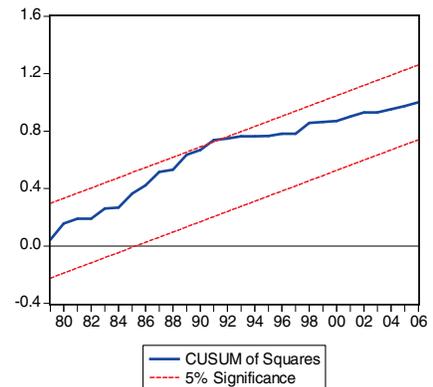
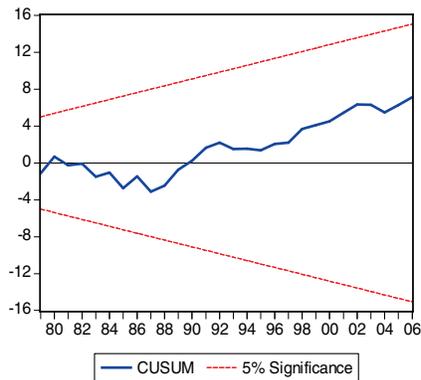
## Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0,691521	Prob. F(2,49)	0,505634
Obs*R-squared	1.503906	Prob. Chi-Square(2)	0,471445

## Heterocedasticidad

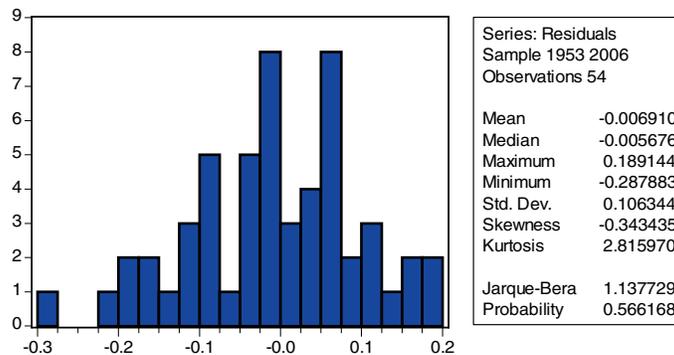
ARCH Test:			
F-statistic	0,138803	Prob. F(1,52)	0,710989
Obs*R-squared	0,143757	Prob. Chi-Square(1)	0,704574

## Estabilidad



## II. INVERSIÓN

### Normalidad de los residuos



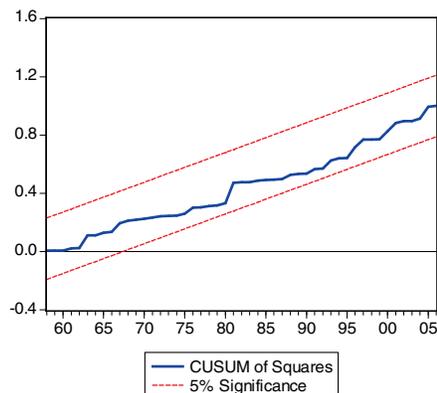
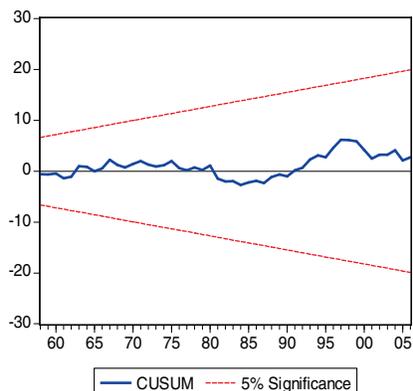
### Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0,126061	Prob. F(2,47)	0,881858
Obs*R-squared	0,057048	Prob. Chi-Square(2)	0,971879

### Heterocedasticidad

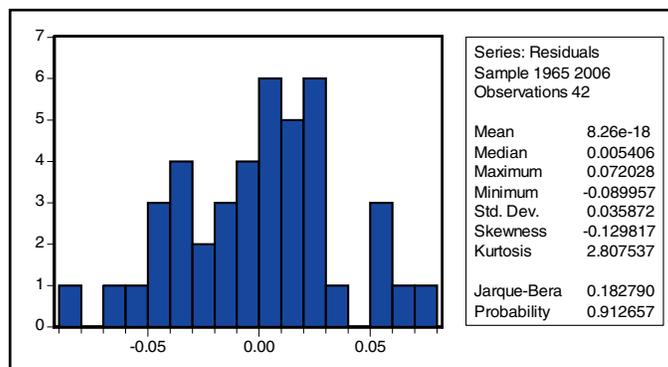
ARCH Test:			
F-statistic	0,385387	Prob. F(1,51)	0,537499
Obs*R-squared	0,397497	Prob. Chi-Square(1)	0,528385

### Estabilidad



### III. EXPORTACIONES

#### Normalidad de los residuos



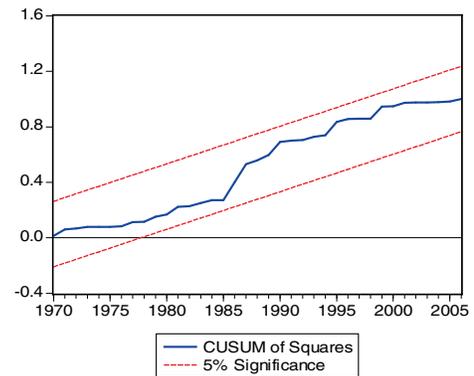
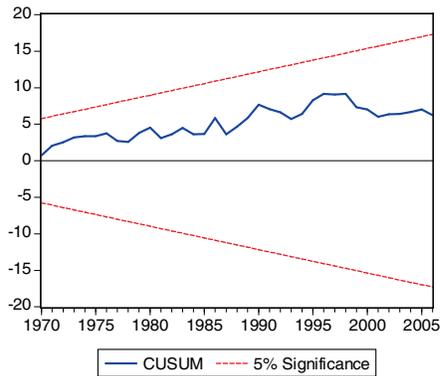
#### Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	0,781179	Prob. F(2,35)	0,465685
Obs*R-squared	1.794716	Prob. Chi-Square(2)	0,407645

#### Heterocedasticidad

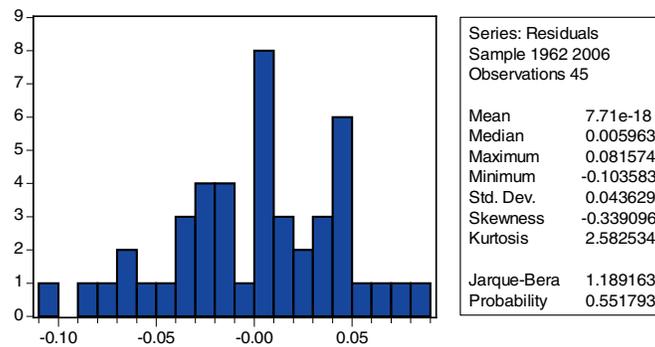
ARCH Test:			
F-statistic	2,017433	Prob. F(1,39)	0,163448
Obs*R-squared	2,016575	Prob. Chi-Square(1)	0,155590

### Estabilidad



## IV. IMPORTACIONES

### Normalidad de los residuos



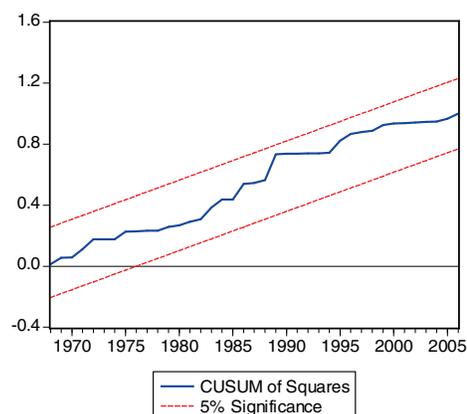
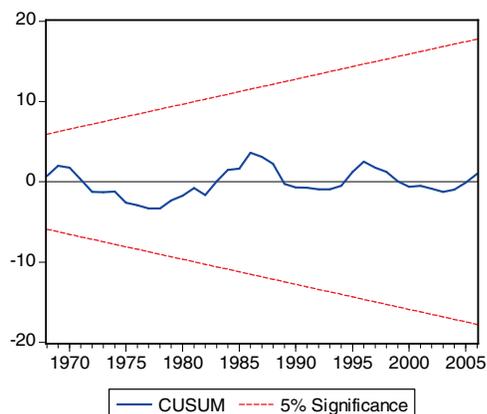
### Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.855486	Prob. F(2,37)	0,170636
Obs*R-squared	4,101935	Prob. Chi-Square(2)	0,128610

### Heterocedasticidad

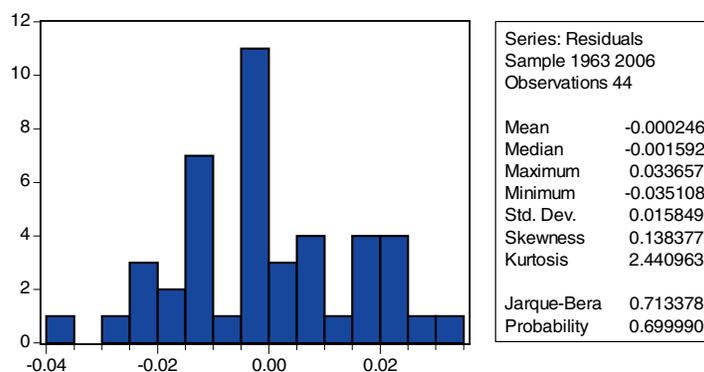
ARCH Test:			
F-statistic	0,350760	Prob. F(1,42)	0,556858
Obs*R-squared	0,364420	Prob. Chi-Square(1)	0,546062

### Estabilidad



## V. PRODUCCIÓN

### Normalidad de los residuos



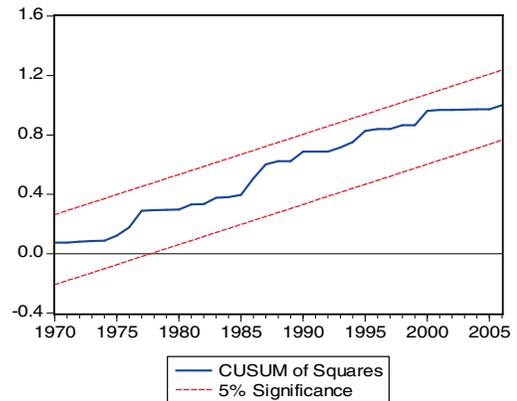
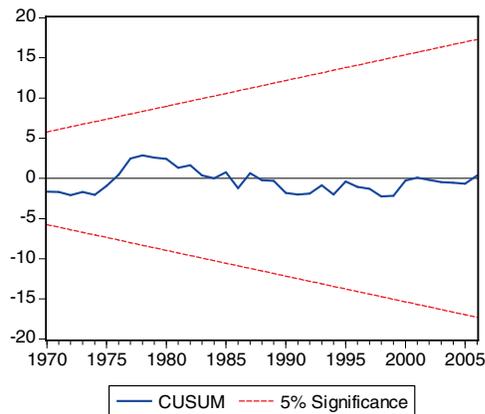
### Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.539825	Prob. F(2,36)	0,228209
Obs*R-squared	1.810409	Prob. Chi-Square(2)	0,404459

### Heterocedasticidad

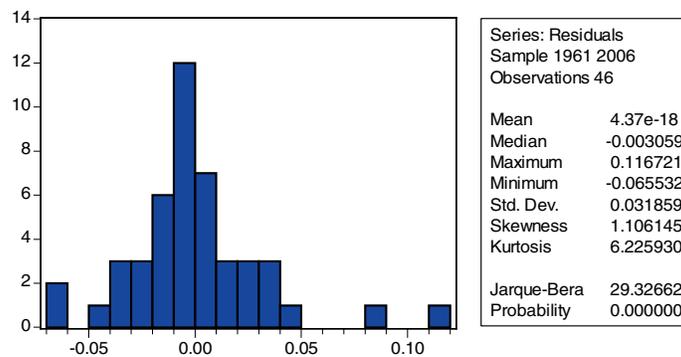
ARCH Test:			
F-statistic	0,147632	Prob. F(1,41)	0,702795
Obs*R-squared	0,154278	Prob. Chi-Square(1)	0,694481

## Estabilidad



## VI. PRECIOS

### Normalidad de los residuos



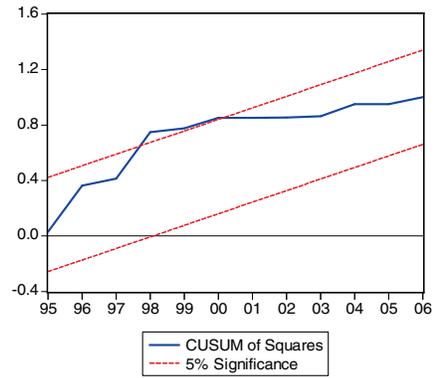
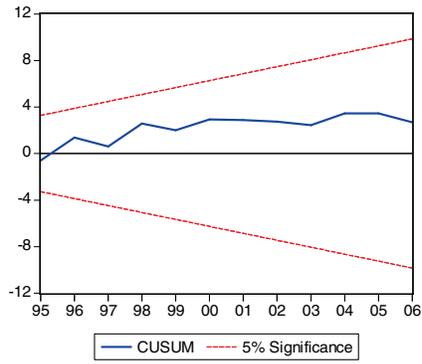
### Autocorrelación

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
F-statistic	1.466335	Prob. F(2,39)	0,243212
Obs*R-squared	3,217130	Prob. Chi-Square(2)	0,200175

### Heterocedasticidad

ARCH Test:			
F-statistic	0,009411	Prob. F(1,43)	0,923168
Obs*R-squared	0,009847	Prob. Chi-Square(1)	0,920954

## Estabilidad



## 5. MODELO MACROECONOMÉTRICO DE PROYECCIÓN DE CORTO PLAZO PARA NICARAGUA <sup>87</sup>

Oknan Bello Dinartes <sup>88</sup>

### I. Introducción

La Ley Orgánica del Banco Central de Nicaragua (BCN) establece como principal objetivo de la política monetaria “el normal desenvolvimiento de los pagos internos y externos”, lo cual se traduce en lograr una senda de precios estable. Alcanzar este objetivo depende de la capacidad del BCN para anclar las expectativas de los actores económicos, lo cual, a su vez, depende de la credibilidad del banco mismo.

Un elemento de credibilidad muy importante es la capacidad de la autoridad monetaria de hacer proyecciones acertadas sobre la evolución futura de la economía y que las comunique al público en forma clara, así como su habilidad para reaccionar ante diversos escenarios.

El objetivo de este trabajo es presentar un Modelo Macroeconómico de Proyección de Corto Plazo (MPCP) para la economía nicaragüense. Es un instrumental a disposición de la autoridad monetaria para proyectar variables macroeconómicas claves que deban ser comunicadas al público y ayuden a tomar decisiones de política monetaria. Su estructura está diseñada como organizadora del marco analítico para anticipar el impacto de diferentes *shocks* en la economía.

El MPCP está estructurado en: a) un bloque de oferta, donde se modelan una función de producción y una demanda de trabajo; b) un bloque de demanda agregada, con sus componentes estimados; y c) un bloque de precios, donde se modelan ecuaciones para nivel general de precios, salarios y precios de bienes no comercializables. Cada ecuación describe la dinámica de una variable endógena, pero al ser simuladas simultáneamente, el modelo permite captar las relaciones entre ellas.

Ahora bien, las proyecciones y cuantificaciones resultantes de los diversos escenarios deben ser enjuiciadas para evaluar su consistencia y considerar elementos no cuantificables. Los métodos econométricos para estimar ecuaciones están sujetos a diferentes problemas estadísticos (por ejemplo, errores de medición de variables) y las relaciones económicas estimadas pueden cambiar bajo diferentes escenarios.

---

<sup>87</sup> Las opiniones expresadas en la presente investigación son responsabilidad del autor. Estoy en deuda con el Lic. Mario Alemán por todo su apoyo en la realización de este trabajo.

<sup>88</sup> Tel: (505) 2557171 ext-252; Email obello@bcn.gob.ni.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección II se presenta la estructura del modelo y la metodología de estimación. En la sección III se presentan las ecuaciones del bloque de oferta. La sección IV muestra las ecuaciones del bloque de demanda. En la sección V se estiman las ecuaciones del bloque de precios. La simulación del modelo completo se presenta en la sección VI. En la sección VII se evalúa el impacto de diferentes *shocks* en la inflación y el producto. Por último, la sección VIII presenta las conclusiones.

## II. ESTRUCTURA DEL MODELO

El MPCP es un modelo macroeconómico trimestral de pequeña escala y alto nivel de agregación, similar a otros modelos de proyección macroeconómica (Bank of England ,2005; Banco Central de Chile, 2003). Consta de tres bloques: a) un bloque de oferta, donde se modelan una función de producción y una demanda de trabajo; b) un bloque de demanda agregada, donde se estiman ecuaciones para inversión privada, consumo privado, exportaciones e importaciones de bienes y servicios; y c) un bloque de precios, donde se modela una ecuación para nivel general de precios, salarios y precios de bienes no comercializables. Otras variables clave como el tipo de cambio real de las exportaciones, el tipo de cambio real de las importaciones, las tasas de interés real activa y pasiva, los salarios reales, los deflatores del producto y los componentes de la demanda agregada, resultan de la simulación simultánea del modelo completo.

Las ecuaciones de cada bloque describen la dinámica de las variables en su trayectoria hacia la convergencia de largo plazo, lo cual está determinado por las relaciones de cointegración entre las variables. Las ecuaciones no han sido derivadas de procesos de optimización de agentes económicos sujetos a restricciones presupuestarias, pero están en línea con la literatura empírica sobre estimaciones similares.

Pero a diferencia de otros modelos, el MPCP carece de estado estacionario y de regla de política monetaria. Al no contar con estado estacionario, el análisis sólo puede confiar en su capacidad predictiva de corto plazo. La razón de no introducir un estado estacionario es la falta de estimaciones consistentes de las condiciones de equilibrio y la falta de información sobre algunas variables, principalmente las del mercado laboral. La ausencia de regla de política monetaria se explica por las restricciones que impone el esquema de tipo de cambio fijo a la efectividad de la política monetaria y por el escaso efecto de la tasa de interés nominal sobre las tasas del mercado (Clevy, 2005).

El BCN opera bajo un esquema de tipo de cambio fijo, que se sostiene mediante la acumulación de un *stock* de reservas suficiente. Además de esto, la economía es pequeña, abierta, altamente dolarizada y con libre movilidad de capitales, lo que ha limitado la capacidad del BCN para influir en los agregados monetarios y las tasas de interés. En un estudio sobre el coeficiente de compensación en Nicaragua, Gámez (2004) lo encuentra estadísticamente igual a -1, por lo que concluye que aumentos en la cantidad de dinero no deseados por los agentes se traducen en pérdidas de reservas internacionales.

La principales variables endógenas resultantes de la simulación del modelo son: Producto Interno Bruto (PIB), *stock* de capital, cantidad de empleo, absorción, consumo privado, inversión

privada, exportaciones de bienes y servicios, importaciones de bienes y servicios, tipo de cambio real de las exportaciones, tipo de cambio real de las importaciones, tasas de interés real activas y pasivas, salarios reales, índice de precios al consumidor e índice de precios de bienes no comercializables.

Para estimar las ecuaciones se sigue el siguiente procedimiento: primero, se estima la relación de largo plazo de las variables según la teoría económica, previa comprobación del orden de integración de las series. La estimación de las ecuaciones de cointegración utiliza la metodología Johansen (1998) y se escoge el vector asociado a la raíz característica máxima, aunque en algunos casos la estimación se hace por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Segundo, se computa el mecanismo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987) para capturar la dinámica de las variables y replicar el proceso generador de datos. En esta parte se enjuicia el peso empírico de los datos históricos al incorporarlos a las variables (Bardsen y otros, 2005).

A fin de verificar las propiedades idóneas de los estimadores, se aplican pruebas de diagnóstico a las ecuaciones de corto y largo plazo. En las de largo plazo, el énfasis cae en la estacionariedad de los términos de errores para que las variables cointegren. El término de error contiene información que luego es incorporada a la dinámica de corto plazo de las variables. En las ecuaciones de corto plazo se busca que los errores sean ruido blanco y que los estimadores sean estables. Para esto se aplican varias pruebas: normalidad (Jarque y Bera, 1987), autocorrelación (Breusch y Pagan, 1980; Godfrey, 1988), heterocedasticidad (White, 1980), heterocedasticidad condicional autorregresiva (Engle, 1982) y cambio estructural. Luego de estimar las ecuaciones separadamente, el modelo es sometido al método iterativo de Gauss-Seidel. Tal estimación simultánea permite captar las interrelaciones y rezagos de las variables endógenas.

El periodo estimado por el modelo es 1994:01-2007:01, periodicidad trimestral. Las variables en minúsculas representan logaritmos, salvo las de las tasas de interés real activas y pasivas y las que resultan cocientes de dos variables. Los errores estándar se presentan en paréntesis debajo de cada estimador.

El Anexo presenta un apéndice de datos que muestra la construcción de las variables. Facilita la lectura dado el gran número de variables consideradas.

### III. BLOQUE DE OFERTA

En este bloque se estima una función de producción Cobb-Douglas, con elasticidades de producción constantes y una ecuación de demanda de trabajo. Se supone que la oferta de trabajo es elástica y que los movimientos de la demanda de trabajo determinan en cualquier momento la cantidad de trabajadores en la economía. Este supuesto se asume por no disponer de una serie suficientemente larga de la oferta de trabajo, que permita obtener la evolución del desempleo. El supuesto es bastante cercano a la realidad nicaragüense, donde las tasas de subempleo y desempleo son altas.

## 1. Ecuación de Producción

La oferta agregada se modela con una función de producción Cobb-Douglas, con elasticidades de producción constantes, la cual se presenta en la ecuación (1):

$$(1) y_t = f(k_t, l_t, ptf_t(poil\_real_t, rib\_y_t))$$

Donde  $y_t$  es el PIB,  $ptf_t$  es la productividad total de los factores,  $l_t$  es el empleo,  $k_t$  es *stock* de capital,  $poil\_real_t$  es precio real del petróleo y  $rib\_y_t$  es la relación reservas internacionales a PIB.

La productividad total de los factores, que incluye cambios en el nivel de utilización del capital y el trabajo, así como el progreso técnico causado por nuevas formas de producir y mejoras en la calidad de los factores, se modeló incorporando el precio real del barril de petróleo como *shock* en términos de intercambios y una variable de estabilidad macro, calculada como la razón reservas internacionales a PIB. La inclusión del precio del petróleo pone de relieve la alta dependencia económica del país de la importación de hidrocarburos (22,6% del total de importaciones y 13% del PIB en 2006). Se espera que un aumento del precio del petróleo aumente los costos marginales de las empresas, contrayendo así la oferta agregada.

La inclusión de las reservas internacionales como medida de estabilidad macro se debe a que respaldan el régimen cambiario. Una caída de las reservas internacionales desmejora la estabilidad macro, aumenta el riesgo de inversión en bienes de capital e innovación tecnológica y termina provocando reducción de la actividad económica.

Antes de estimar la ecuación (1) se realizaron pruebas de raíz unitaria, las cuales se presentan en el cuadro 1 del anexo. Éstas indican que el PIB, el precio real del petróleo y el cociente reservas PIB son I(1), mientras que el *stock* de capital y empleo aparecen como I(2).

Estos resultados pueden estar sesgados por cambio estructural en las series (Perron, 1989). Para el caso del capital, los datos indican que hubo un cambio estructural en 1999 por el alto crecimiento de la inversión después del huracán Mitch; en el empleo hubo un cambio estructural en 2001 por cambios en la metodología de su medición, como lo reporta el INSS. Las pruebas de raíz unitaria con cambio estructural se presentan en el anexo 3, sugiriendo que las series son I(1).

El vector de cointegración (ecuación 2) fue estimado con MCO. Los resultados de la ecuación de corto plazo no se reportan, ya que la mayoría de las estimaciones arrojan que el error estándar de la regresión es mayor que el error de la ecuación de largo plazo. Así, para fines de la simulación del modelo, es preferible usar la ecuación de largo plazo.

Como se puede ver, los residuos de la ecuación (2) son ruido blanco, por lo que la representación del vector de cointegración se cumple.<sup>89</sup> Los signos de los parámetros de la

---

<sup>89</sup> En todas las ecuaciones, las variables  $dum_1$ ,  $dum_2$ ,  $dum_3$  y  $dum_4$  son dummies estacionales determinísticas, mientras que las variables antecedidas por la letra d son dummies para observaciones atípicas, indicando año y trimestre de la observación.

ecuación son los esperados y resultan significativos. El test de Wald no rechaza la hipótesis de que haya rendimientos constantes a escala.

$$(2) \ y_t = 0.63k_t + 0.35l_t + 0.14rib\_y_t - .037poil\_real_t - 0.06dum1 - 0.13dum2 - 0.11dum3 - 0.08d984$$

(0.04) (0.06) (0.06) (0.01) (0.01) (0.01) (0.01) (0.03)

$R^2 = 0,98$                        $SER = 0,024$                        $DW = 1.51$

Autocorrelación:  $LM(4) = 6.85[0,14]$

Heterocedasticidad:  $F_{HT} = 30,12[0,35]$

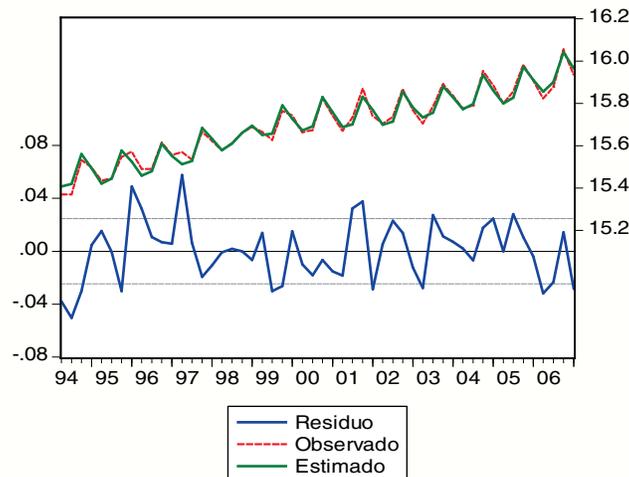
Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva:  $ARCH(4) = 3.32[0,50]$

Normalidad:  $\chi^2_{normalidad} = 0,38[0,82]$

Dado el fuerte aumento del precio del petróleo los últimos años, un coeficiente importante es la elasticidad del producto al precio real del petróleo. De acuerdo con los resultados, un aumento de 10% del precio real del petróleo disminuye el crecimiento en 0,37 puntos porcentuales.

**Gráfico 1**

**VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE Y 1994:2-2007:1**



## 2. Ecuación de Demanda de Trabajo

Para especificar la demanda de trabajo se parte de la función de producción Cobb-Douglas de la ecuación (1):

$$(3) \quad l_t = f(y_t, wreal_t)$$

Donde  $l_t$  es la demanda de empleo,  $y_t$  es el PIB y  $wreal_t$  es el salario real.

Las pruebas de raíz unitaria indican que todas las variables son I(1), por lo que es posible que éstas guarden una relación de largo plazo. El vector de cointegración (ecuación 4) se estimó con la metodología de Johansen:

$$(4) \quad l_t = -15 + 2.23y_t - 0.97wreal_t$$

(0.87)(0.77) (0.28)

Los resultados muestran que la elasticidad empleo producto de largo plazo es 1,78 y que la elasticidad empleo salario es -0,47. en consistencia con otros trabajos para diferentes países de América Latina (Hamermesh 2003).

La estimación de la ecuación de corto plazo se presenta en la ecuación (5). Fue realizada mediante MCO en 2 etapas debido a la posible simultaneidad de empleo y producto, por una parte, y empleo y salarios, por la otra. Como era de esperarse de acuerdo con la teoría, los valores de la elasticidades empleo producto y empleo salarios son menores que los de largo plazo. El gráfico 2 presenta el ajuste del modelo.

$$(5) \quad \Delta l_t = 0.016 + 0.10\Delta y_t - 0.27\Delta wreal_t - 0.048ecm_{t-1} + 0.46\Delta l_{t-1}$$

(0.003) (0.039) (0.087) (0.024) (0.11)

$$R^2 = 0,46$$

$$SER = 0,01$$

$$DW = 1.81$$

$$\text{Autocorrelación: LM(4)} = 4.39[0,35]$$

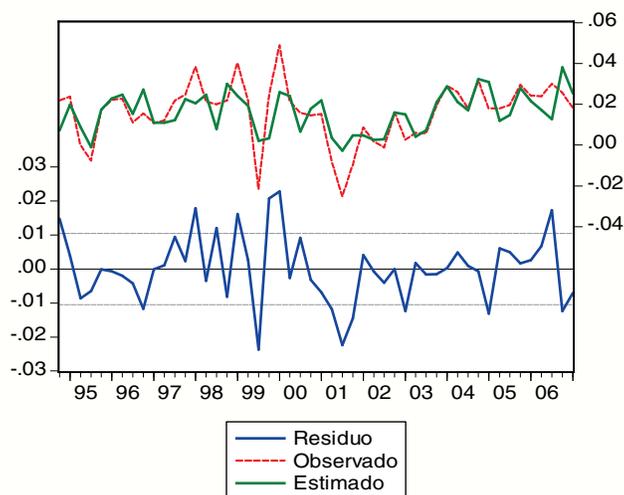
$$\text{Heterocedasticidad: } F_{HT} = 18.46[0,18]$$

$$\text{Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva: ARCH(4)} = 9.98 [0,07]$$

$$\text{Normalidad: } \chi^2_{\text{normalidad}} = 0,12[0,93]$$

Gráfico 2

VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE  $\Delta L$  1994:4-2007:1



IV. BLOQUE DE DEMANDA

1. Ecuación de Consumo Privado

La especificación de la ecuación de consumo se presenta en la ecuación (6). Hace énfasis en el papel del ingreso como determinante del consumo (Friedman, 1957; Carroll y Summer, 1989) e incorpora la tasa de interés, una variable *proxy* de las restricciones crediticias (el cociente crédito a PIB) y el tipo de cambio real de las importaciones.

$$(6) \text{ cons}_t = f(\text{ydispo}_t, \text{ipasiva\_real}_t, \text{cred\_y}_t, \text{tcrm}_t)$$

Donde  $\text{cons}_t$  es el consumo privado,  $\text{ydispo}_t$  es el ingreso disponible,  $\text{i\_real}_t$  es la tasa de interés real activa,  $\text{cred\_y}_t$  es el cociente crédito a PIB y  $\text{tcrm}_t$  es el tipo de cambio real de importaciones.

Se espera que el aumento del ingreso disponible aumente el consumo, ya que los hogares tienen mayores recursos para gastar. El efecto de las tasas de interés es ambiguo. La relación positiva entre tasas de interés y consumo surge en respuesta a menores necesidades de ahorro, cuando la remuneración del ingreso no consumido aumenta. Al contrario, la relación negativa entre el consumo y la tasa de interés surge cuando, por una parte, ante aumentos en la tasa de interés, los activos futuros pierden valor y el individuo propende a ahorrar (efecto riqueza) y, por la otra, cuando el aumento de la tasa de interés encarece el consumo hoy, lo que lleva a su disminución (efecto sustitución).

El efecto de las restricciones crediticias también es ambiguo. Si se sabe que el ingreso corriente es inferior al ingreso permanente, el consumo corriente puede estar eventualmente por encima del ingreso del período y viceversa. Un efecto positivo de mayor acceso al crédito es la disminución de la volatilidad del consumo.

Por último, un aumento del precio relativo de las importaciones induce una caída del consumo de bienes importados y puede provocar una disminución del ingreso real, afectando la capacidad de gasto.

Antes de estimar la ecuación (6) se hicieron pruebas de raíz unitaria, las cuales se presentan en el cuadro 1 del anexo. Las pruebas indican que las variables son I(1).

El vector de cointegración (ecuación 7) fue estimado con la metodología de Johansen. Los resultados muestran que el consumo en el largo plazo depende del ingreso real disponible y del tipo de cambio real de las importaciones.

$$(7) \quad \text{cons}_t = -0.30 + 1.006 \text{ydispo}_t - 0.35 \text{tcrm}_t$$

(0.08)                      (0.09)

La estimación de la ecuación de corto plazo se presenta en la ecuación (8). Fue realizada con MCO en dos etapas debido a la simultaneidad entre consumo privado e ingreso disponible. El gráfico 3 presenta el ajuste del modelo.

$$(8) \quad \begin{aligned} \Delta \text{cons}_t &= -0.13 + 1.79 \Delta \text{ydispo}_t + 0.13 \Delta \text{cred}_t - y_t \\ &\quad (0.03)(0.25) \quad (0.07) \\ &- 0.26 \text{ecm}_{t-1} + 0.20 \text{dum}_1 + 0.18 \text{dum}_2 + 0.08 \text{dum}_3 \\ &\quad (0.12) \quad (0.044) \quad (0.043) \quad (0.024) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,77 \quad \text{SER} = 0,032 \quad \text{DW} = 2,09$$

$$\text{Autocorrelación: LM}(4) = 4.14[0,38]$$

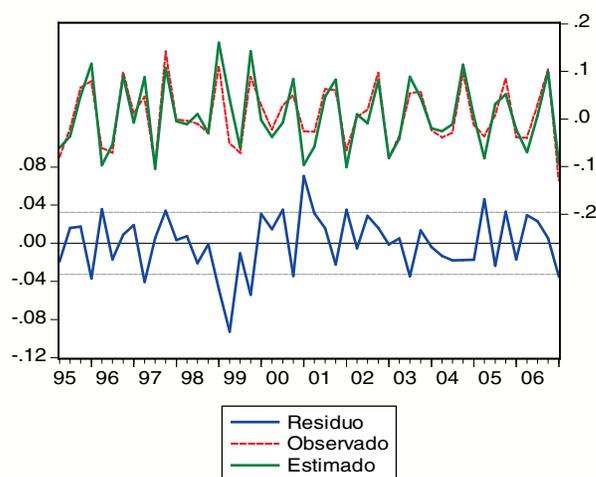
$$\text{Heterocedasticidad: F}_{\text{HT}} = 19.21[0,57]$$

$$\text{Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva: ARCH}(4) = 0,92[0,92]$$

$$\text{Normalidad: } \chi^2_{\text{normalidad}} = 1.98[0,37]$$

Gráfico 3

VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE  $\Delta$ CONS 1995:2-2007:1



## 2. Ecuación de Inversión

Siguiendo a Servén y Solimano (1992), consideramos la inversión privada a tasa de interés real, el PIB, el crédito bancario real y el tipo de cambio real de las importaciones como variables explicativas de la inversión privada a tasa de interés real. La inversión privada está dada por:

$$(9) \text{fbkf\_priv}_t = f(i\_real_t, cred_t, \text{fbkf\_pub}_t, \text{tcrm}_t, y_t)$$

Donde  $\text{fbkf\_priv}_t$  es la inversión privada,  $y_t$  es el PIB,  $i\_real_t$  es la tasa de interés real activa,  $cred_t$  es el crédito real,  $\text{fbkf\_pub}_t$  es la inversión pública y  $\text{tcrm}_t$  es el tipo de cambio real de importaciones.

Según Jogerson (1963), el valor del acervo de capital deseado por una empresa es función positiva de su nivel de producto, al que se puede considerar como aproximación del nivel de demanda. Para determinar el nivel de inversión agregada de todo el sector privado, se puede considerar el nivel del PIB como aproximación del nivel del producto.

Una variable relevante en las decisiones de inversión es la tasa de interés real, que representa el costo de uso de capital. Por tanto, se espera que un aumento en la tasa de interés real desincentive la inversión.

En países en vías de desarrollo y economías emergentes, donde las empresas enfrentan restricciones de financiamiento de largo plazo y el mercado de capitales está poco desarrollado, la inversión depende en gran medida del crédito bancario. Se espera que las empresas hagan uso de él cuando su flujo de caja sea insuficiente.

La inversión pública también tiene efecto ambiguo sobre la inversión, pues puede desplazar al sector privado en la apropiación de recursos físicos y financieros (*crowding-out*). Pero también puede tener el efecto contrario (*crowding-in*), cuando la inversión en infraestructura o en bienes públicos estimula la inversión privada.

Por último, se espera que una depreciación del tipo de cambio real de las importaciones desincentive la inversión. Esto se debe a que una depreciación aumenta el costo de adquisición de bienes de capital importados y disminuye el ingreso disponible de la economía, deteriorando así la demanda de las empresas.

Antes de realizar la estimación de la ecuación (9) se hicieron pruebas de raíz unitaria, las cuales se presentan en el cuadro 1 del anexo. Éstas indican que las variables son I(1), excepto la inversión pública, que aparece como I(0). El vector de cointegración (ecuación 10) fue estimado con la metodología de Johansen.

$$(10) \quad fbkf\_priv_t = -37.9 + 2.94y_t + 0.24fbkf\_pub_t + 0.20cred_t - 0.02i\_real_t - 2.45trm_t$$

(4.12) (0.19) (0.08) (0.09) (0.007) (0.14)

De la ecuación (10) se deriva que el producto y el crédito tienen efecto significativo en la inversión privada, lo que está en línea con resultados empíricos de la mayoría de los estudios. También se puede ver que la inversión pública afecta positivamente a la inversión privada y que el efecto de la tasa de interés es bajo, comparado con otros estudios.

La estimación de la ecuación de corto plazo se presenta en la ecuación (11). Fue realizada con MCO en dos etapas<sup>90</sup> por la simultaneidad entre inversión privada y producto. El gráfico 4 presenta el ajuste del modelo.

$$(11) \quad \Delta fbkf\_priv_t = 0.17\Delta fbkf\_priv_{t-2} + 0.16\Delta fbkf\_priv_{t-4} + 0.97y_t - 0.10ecm_{t-1} +$$

(0.08) (0.09) (0.17) (0.021)

$$0.07dum1 + 0.15dum2 + 0.2d993 - 0.26d994 + 0.17d971 + 0.2d972$$

(0.024) (0.027) (0.018) (0.019) (0.023) (0.025)

$$R^2 = 0,70 \quad SER = 0,058 \quad DW = 2.46$$

Autocorrelación: LM(4)=12.23 [0,015]

Heterocedasticidad: F<sub>HT</sub>=10,73 [0,70]

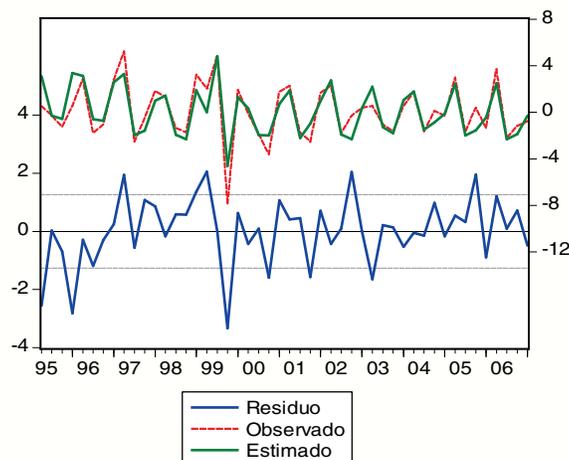
Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva: ARCH(4)= 4.52[0,34]

Normalidad:  $\chi^2_{normalidad} = 2.35[0,30]$

<sup>90</sup> Dado que no se pudo eliminar la autocorrelación en los errores, se utilizó un estimador consistente de la matriz var-cov.

Gráfico 4

VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE  $\Delta\text{FBKF\_PRIV 1995:2-2007:1}$



### 3. Ecuación de Exportaciones

Para el caso de las exportaciones se estima una función de oferta congruente con el supuesto de país pequeño (véase el anexo 2). Por tanto, la evolución de las exportaciones reales es modelada sin considerar los factores que afectan su demanda:

$$(12) x_t = f(y_t, tcrx_t)$$

Donde  $x_t$  son las exportaciones de bienes y servicios,  $y_t$  es el PIB y  $tcrx_t$  es el tipo de cambio real de exportaciones. Se espera que un aumento del tipo de cambio real incentive las exportaciones porque resulte más rentable vender en el extranjero que en el país. En cambio, un aumento de la producción total (PIB) da mayor capacidad de exportar y mayor disponibilidad de bienes y servicios para el mercado doméstico.

Antes de realizar las estimaciones se hicieron pruebas de raíz unitaria, las cuales se presentan en el cuadro 1 del anexo. Éstas indican que las variables exportaciones de bienes y servicios y PIB son  $I(1)$ , mientras que el tipo de cambio real de las exportaciones es  $I(0)$ .

La ecuación (13), estimada como un modelo anidado con MCO en dos etapas, presenta los resultados de la relación de largo plazo y la dinámica de corto plazo juntas.

Los coeficientes de la ecuación (13) son significativos y sus signos son los esperados. Para el corto y para el largo plazo, las exportaciones dependen del producto y del tipo de cambio real de las exportaciones. El coeficiente de ajuste hacia el equilibrio es cercano a -1, lo que significa que si las exportaciones se salen del equilibrio de largo plazo, se alinearán de nuevo en un período.

$$(13) \quad \Delta x_t = -24.71 + 1.09\Delta y_t - 0.94x_{t-1} + 2.34y_{t-1} + 0.25tcrx_{t-1} + 0.26dum2 + 0.27dum3$$

(5.44) (0.57) (0.18) (0.48) (0.12) (0.06) (0.07)

$$R^2 = 0,79 \quad SER = 0,07 \quad DW = 2.15$$

Autocorrelación: LM(4)= 6.16[0,18]

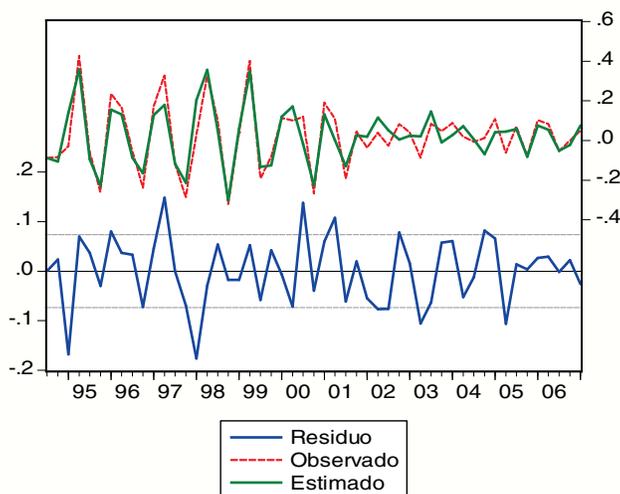
Heterocedasticidad:  $F_{HT} = 29.39[0,14]$

Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva: ARCH(4)=2.45 [0,65]

Normalidad:  $\chi^2_{normalidad} = 0,89[0,64]$

**Gráfico 5**

**VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE  $\Delta X$  1994:3-2007:1**



#### 4. Ecuación de Importaciones

Se estima una función de demanda de importaciones congruente con el supuesto de país pequeño (véase el anexo 2). Así, al modelar la demanda de importaciones podemos ignorar los efectos de sus variaciones de precio mundial:

$$(14) \quad m_t = f(abs_t, tcrm_t)$$

Donde  $m_t$  son las importaciones de bienes y servicios,  $abs_t$  es la absorción y  $tcrm_t$  es el tipo de cambio real de importaciones. Un aumento del precio relativo de las importaciones induce una caída del consumo del bien importado. Por otra parte, un aumento de la absorción global (consumo privado, consumo público e inversión) genera un aumento de las importaciones.

Dado que todas las variables son I(1) (véase el cuadro 1 del anexo), se estimó una ecuación de largo plazo con el método de Johansen, la que se presenta en la ecuación (15):

$$(15) \quad m_t = -17.1 + 1.99abs_t - 0.14tcrm_t$$

(2.21) (0.14) (0.11)

La estimación de la ecuación de corto plazo se presenta en la ecuación (16). Fue realizada con MCO en dos etapas debido a la simultaneidad de las importaciones reales y la absorción real. El gráfico 6 presenta el ajuste del modelo.

$$(16) \quad \Delta m_t = 1.73\Delta abs_t - 0.56ecm_{t-1} + 0.17dum1 + 0.28dum2 + 0.21dum3$$

(0.21) (0.08) (0.02) (0.03) (0.03)

$$R^2 = 0,83 \quad SER = 0,048 \quad DW = 2.0$$

Autocorrelación: LM(4) = 7.24[0,12]

Heterocedasticidad: F<sub>HT</sub> = 21.97[0,18]

Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva: ARCH(4) = 0,72[0,94]

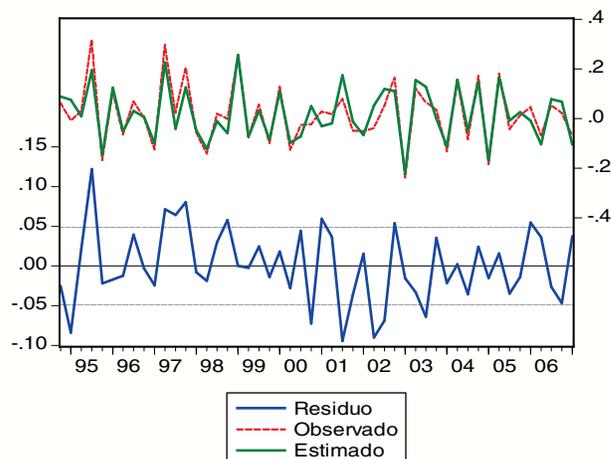
Normalidad:  $\chi^2_{normalidad} = 0,13[0,93]$

Los parámetros estimados en las ecuaciones (15) y (16) son significativos y presentan los signos esperados. Igual que para las exportaciones, el ajuste hacia el equilibrio de largo plazo es bastante alto. De hecho, los desequilibrios se corrigen en menos de dos trimestres.<sup>91</sup>

---

<sup>91</sup> Si consideramos que el mediano plazo es cuando el 90% (o más) del efecto total se materializa, entonces tenemos que  $t = \ln(1-0,9)/\ln(1-0,79) = 1,47$  trimestres.

Gráfico 6

VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE  $\Delta M$  1994:4-2007:1

## V. BLOQUE DE PRECIOS

### 1. Ecuación de Inflación

La especificación de la ecuación de inflación es resultado de integrar varias teorías sobre los determinantes de la inflación. En general, la inflación es producto de varios factores económicos: factores de oferta, que provienen de impulsos de costos o relaciones de markup (Duesenberry, 1950; Brouwer y Ericsson, 1998); factores de demanda, que incluyen *shocks* en la curva IS; factores monetarios, que se refieren a desequilibrios del mercado de dinero y, finalmente, factores externos, que incluyen los efectos del tipo de cambio nominal (paridad de poder de compra).

La ecuación (17) especifica la ecuación de inflación, que integra los siguientes factores: tipo de cambio, salario ajustado por productividad e índice de precios de importación, que representan las relaciones de markup y los factores externos que afectan la inflación. Por otra parte, la brecha monetaria trata de capturar los factores monetarios. Si hay expansiones de dinero no deseadas, los precios tenderán a subir para reestablecer su equilibrio en el mercado monetario. Por último, la brecha de producto representa los factores de demanda que se reflejan en *shocks* en la curva IS, tales como expansiones fiscales, *shocks* de términos de intercambio (por su efecto riqueza en el consumo), etc.

$$(17) \text{ipc}_t = f(\text{tc}_t, \text{ipm}_t^*, \text{wprod}_t, \text{gapy}_t, \text{gapm}_t)$$

Donde  $\text{ipc}_t$  es el índice de precio al consumidor,  $\text{tc}_t$  es el tipo de cambio nominal,  $\text{ipm}_t^*$  es el índice de precios de importación,  $\text{wprod}_t$  es salario ajustado por productividad,  $\text{gapy}_t$  es la brecha de producto y  $\text{gapm}_t$  es la brecha monetaria.

Antes de realizar la estimación de la ecuación 17 se hicieron pruebas de raíz unitaria, las cuales se presentan en el cuadro 1 del anexo. Éstas indican que las variables son I(1) a excepción de la brecha monetaria, la cual es I(0).<sup>92</sup> La ecuación (18) presenta el vector de cointegración, el cual fue estimado con el método de Johansen.

$$(18) \text{ipc}_t = -0.95 + 1.009\text{tc}_t + 0.43\text{ipm}_t^* + 0.30\text{wprod}_t - 0.01\text{tend}$$

(0.09)      (0.04)      (0.04)

De la ecuación (18) derivan dos resultados importantes: primero, el *pass-through* del tipo de cambio es casi 100% en el largo plazo; y segundo, los *shocks* de demanda y moneda no son significativos para la inflación de largo plazo.

El hecho de que las expansiones monetarias no resulten inflacionarias es compatible con un régimen de tipo de cambio predeterminado y con la evidencia de que el coeficiente de compensación es cercano a -1. Esto significa que los desequilibrios monetarios son disueltos rápidamente mediante variaciones en reservas internacionales, de manera que las acciones monetarias no afectan la demanda agregada. Por otra parte, la no significancia de la brecha de producto puede deberse al alto grado de desempleo en Nicaragua, que impide que las aceleraciones de la demanda agregada generen presiones inflacionarias. Todo lo anterior implica que los factores detrás de la inflación de largo plazo en Nicaragua son la paridad de poder de compra y las presiones de costos (*markup*).

La estimación de la ecuación de corto plazo se presenta en la ecuación (19). Igual que para el largo plazo, la inflación depende de los precios internacionales y la tasa de devaluación del córdoba. El gráfico 7 presenta el ajuste del modelo.

---

<sup>92</sup> El tipo de cambio es una variable de tendencia estacionaria: se devalúa a una tasa constante anual, determinada por la autoridad monetaria.

(19)

$$\Delta ipc_t = 1.10\Delta tc_t + 0.092\Delta ipm_t^* - 0.10ecm_{t-1} - 0.012dum3 - 0.23\Delta ipc_{t-2} + 0.04d984$$

(0.12)      (0.03)      (0.04)      (0.003)      (0.11)      (0.01)

$R^2 = 0,50$        $SER = 0,009$        $DW = 2.26$

Autocorrelación:  $LM(4) = 1.88[0,75]$

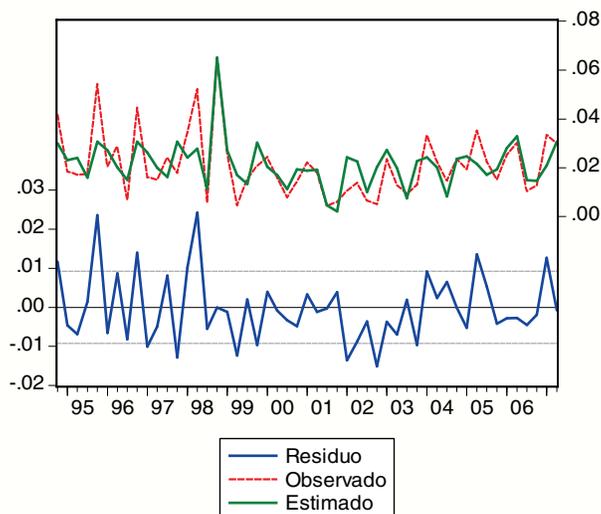
Heterocedasticidad:  $F_{HT} = 28.7[0,37]$

Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva:  $ARCH(4) = 2.45 [0,65]$

Normalidad:  $\chi^2_{normalidad} = 0,89[0,64]$

**Gráfico 7**

**VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE  $\Delta IPC$  1994:4-2007:1**



## 2. Ecuación de Salarios

La representación de los salarios en este trabajo se basa en Blanchard y Katz (1999), quienes derivan una curva que integra varias teorías sobre la determinación de los salarios, consistente con los resultados empíricos de diversos estudios. La ecuación (20) presenta la especificación del crecimiento de los salarios.

$$(20) \Delta w_t = f(wreserv_t, inf_t^e, \Delta prod\_media_t, ecmw_{t-1}, u_t)$$

$$ecmw_{t-1} = w_{t-1} - ipc_{t-1} - y_{t-1} - l_{t-1}$$

Donde  $\Delta w_t$  es la tasa de crecimiento de los salarios nominales,  $wreserv_t$  es el salario de reserva,  $inf_t^e$  es la inflación esperada,  $\Delta prod\_media_t$  es la tasa de cambio de la productividad

media,  $ecmw_{t-1}$  es la ecuación de largo plazo de los salarios,  $u_t$  es tasa de desempleo,  $y_t$  es el PIB,  $l_t$  es el empleo e  $ipc_t$  es el índice de precios al consumidor.

A falta de una serie de la tasa de desempleo suficientemente larga, se utiliza la brecha de producto como *proxy*. Por otra parte, al no tener una estimación del salario de reserva, se utiliza la razón remesas familiares a PIB. Por último, el diferencial del tipo de cambio se usa como *proxy* de la inflación esperada, ya que una estimación previa que utilizó la inflación efectiva con MCO en dos etapas, obtuvo signos no significativos y contrarios a los esperados, además de un ajuste bajo de la ecuación.

Esta última se estimó con MCO en dos etapas para evitar inconsistencia en los parámetros por el uso de la inflación efectiva en vez de la esperada, y debido a la posible simultaneidad de inflación y cambio de los salarios nominales. La variable instrumental para la inflación fue el valor estimado de una ecuación de los precios externos, el precio del petróleo y el tipo de cambio.

Los resultados de la estimación se presentan en la ecuación (21). Como se observa, el nivel de los salario está determinado por los precios y el salario de reserva, mientras que la productividad no parece ser determinante de los salarios reales en el largo plazo. Este último resultado es contrario a lo esperado y puede estar influenciado por la calidad de los datos de empleo reportados por el INSS, los cuales sólo toman en cuenta a los empleados asegurados y dejan fuera gran parte del empleo informal. El efecto del salario de reserva sobre el salario en el largo plazo es significativo. Un aumento de un punto porcentual en la relación remesas PIB (53 millones de dólares en 2006) aumentaría los salarios en 3,5%.

En el corto plazo, los salarios están determinados principalmente por la tasa de devaluación, lo cual es congruente con la evidencia de que en Nicaragua los precios y los salarios están indexados al dólar. El gráfico 8 presenta el ajuste del modelo.

$$(21) \quad \Delta w_t = 0.43 + 1.16\Delta tc_{t-1} - 0.14w_{t-1} + 0.14ipc_{t-1} + 0.49rem_{-}y_t + 0.05d943$$

(0.20)(0.49)                      (0.06)                      (0.06)                      (0.19)                      (0.01)

$$R^2 = 0,51$$

$$SER=0,01$$

$$DW=1.77$$

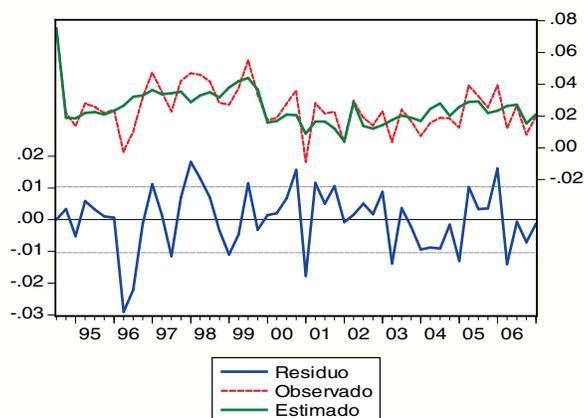
$$\text{Autocorrelación: LM}(4)= 1.53[0,82]$$

$$\text{Heterocedasticidad: } F_{HT}= 26.89[0,72]$$

$$\text{Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva: ARCH}(4)= 6.34[0,17]$$

$$\text{Normalidad: } \chi^2_{\text{normalidad}}= 3.62[0,16]$$

Gráfico 8

VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE  $\Delta W$  1994:3-2007:1

### 3. Ecuación de Precios de No Comercializables

La ecuación de los precios de bienes no comercializables se deriva del modelo utilizado para las exportaciones y las importaciones (véase el anexo 2), pero se amplía para incorporar la brecha monetaria y los salarios:

$$(22) \text{ipcnt}_t = f(\text{tc}_t, \text{ipm}_t^*, \text{ipx}_t^*, \text{aran}_t, y_t, \text{abs}_t, \text{wprod}_t, \text{gapm}_t)$$

Donde  $\text{ipcnt}_t$  es el índice de precio de no comercializables,  $\text{tc}_t$  es el tipo de cambio nominal,  $\text{ipm}_t^*$  es el índice de precios de importaciones en dólares,  $\text{ipx}_t^*$  es el índice de precios de exportaciones en dólares,  $\text{aran}_t$  es la tasa de arancel a las importaciones,  $y_t$  es el PIB real,  $\text{abs}_t$  es la absorción,  $\text{wprod}_t$  es el salario ajustado por productividad y  $\text{gapm}_t$  es la brecha monetaria.

Un aumento del tipo de cambio debería provocar reducción de la oferta del bien doméstico y aumento de su demanda, lo cual implicaría aumento de precio. Un aumento del precio en dólares del bien exportable ( $\text{ipx}_t^*$ ) reduce la oferta y aumenta el precio del bien doméstico. Un aumento del precio en dólares del bien a importar o del arancel ( $\text{ipm}_t^* (1+\text{aran}_t)$ ) genera un aumento de la demanda y del precio del bien doméstico.

En la misma línea, un aumento de la producción total genera un aumento de la oferta del bien doméstico y, por lo tanto, una reducción de su precio. En cambio, un aumento de la absorción global de la economía genera un aumento de la demanda y del precio del bien doméstico. Por otra parte, un aumento en la brecha monetaria presiona los precios al alza para reestablecer el equilibrio en el mercado monetario. Por último, un aumento en los salarios nominales implica un incremento en los costos de las empresas, lo cual empujaría los precios al alza.

Antes de realizar la estimación se hicieron pruebas de raíz unitaria, las cuales se presentan en el cuadro 1 del anexo. Éstas indican que las variables son I(1), a excepción del índice de precios de exportaciones en dólares y la brecha monetaria. Los resultados de la estimación de la ecuación de cointegración se presentan en la ecuación (23).

$$(23) \quad ipcnt_t = -0.93 + 0.93tc_t + 0.25ipm_t^*$$

(0.13) (0.03) (0.05)

La estimación de la ecuación de corto plazo se presenta en la ecuación (24). Igual que en la ecuación de largo plazo, los precios de los bienes no comercializables dependen fuertemente del tipo de cambio. El *pass-through* del tipo de cambio es 0,93% en el largo plazo y cerca de 0,57% en el corto plazo. Por otra parte, los *shocks* monetarios no son significativos para explicar la inflación de los no comercializables. Este resultado es similar al obtenido en la estimación de la ecuación del índice general de precios y puede esta explicado por los factores antes mencionados.

$$(24) \quad \Delta ipcnt_t = 0.57\Delta tc_t - 0.68ecm_{t-1} + 0.37dum043$$

(0.28) (0.13) (0.11)

$R^2 = 0,43$                        $SER = 0,037$                        $DW = 2.15$

Autocorrelación:  $LM(4) = 3.28[0,51]$

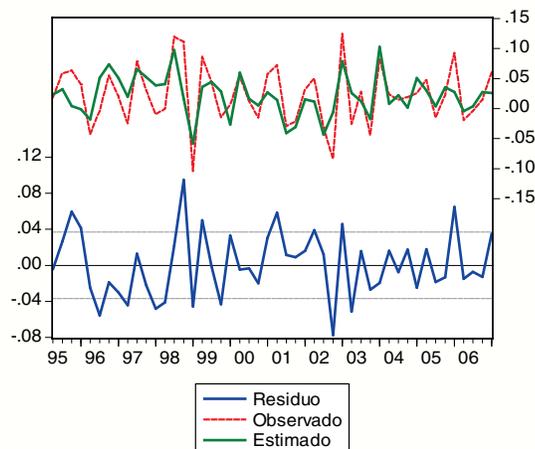
Heterocedasticidad:  $F_{HT} = 7.22[0,61]$

Heterocedasticidad Condicional Autorregresiva:  $ARCH(4) = 0,70[0,95]$

Normalidad:  $\chi^2_{normalidad} = 0,59[0,74]$

**Gráfica 9**

**VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE  $\Delta IPCNT$  1995:2-2007:1**



## VI. SIMULACIÓN BASE DEL MODELO

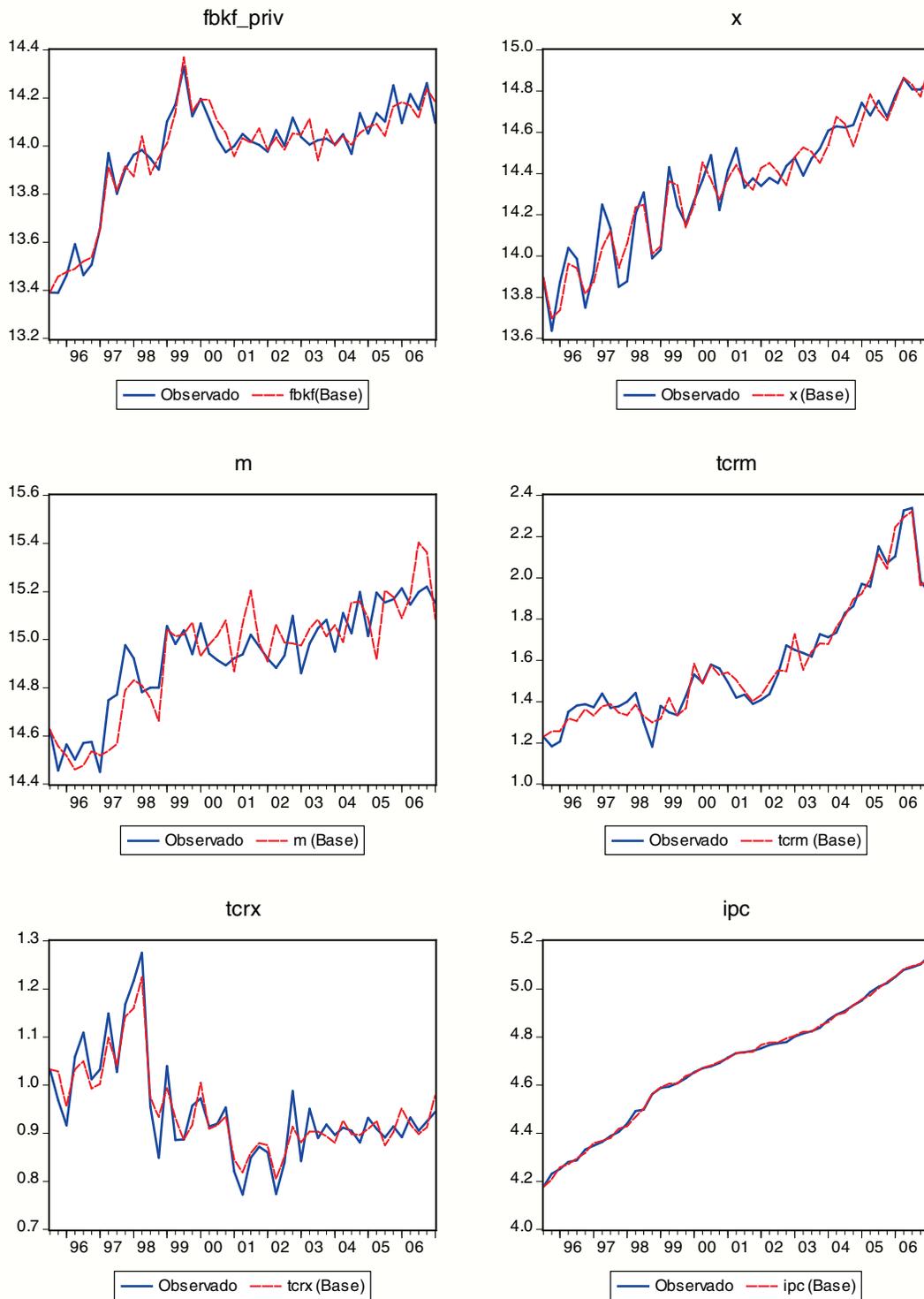
En esta parte se presentan los resultados de la simulación del modelo completo, mostrando los ajustes de las principales variables endógenas. A diferencia de cada ecuación individual, donde los ajustes se obtienen alimentando cada ecuación con los valores *efectivos* de las demás variables endógenas, en este caso se obtienen alimentando cada ecuación con los valores *simulados* de las demás variables endógenas.

Esta simulación permite evaluar qué tan bien se ajustan los resultados del modelo a lo realmente observado, ya que toma en cuenta las interrelaciones de las ecuaciones. Se puede esperar que los ajustes de las variables endógenas obtenidos mediante esta simulación, sean menos satisfactorios que los de cada ecuación individual.

La simulación presentada es la estática, lo que significa que los valores rezagados de las variables endógenas que aparecen como variables explicativas corresponden a sus valores efectivos. La simulación se hace bajo el supuesto de que los agentes, al tomar sus decisiones, conocen el pasado. El modelo se corre simultáneamente mediante el método iterativo de Gauss-Seidel para el período 1994:1 2007:1.

El gráfico 10 presenta los valores observados de las principales variables endógenas, junto con el valor simulado por el modelo, el cual se identifica con el nombre (base) que sigue a cada variable. Como se puede apreciar, el ajuste de la mayoría de las variables es alto.

Gráfico 10



Resultados de la simulación estática del modelo mediante el método iterativo de Gauss-Seidel.

## VII. SIMULACIÓN DE ESCENARIOS

Esta sección presenta los resultados de tres ejercicios de simulación, que cuantifican los efectos de diferentes *shocks* sobre el producto y la inflación.

El primer ejercicio consiste en una caída de la tasa de interés *libor* a un año en 100 puntos base de forma permanente a partir de 2004. El segundo ejercicio es un aumento del precio del petróleo respecto al escenario base de \$10 dólares, en forma permanente a partir de 2004. Por último, se cuantifican los efectos de adoptar el tipo de cambio fijo a partir del primer trimestre de 2004.

Para la inflación y el crecimiento del PIB se presentan gráficos donde se muestra la variable observada junto a la variable simulada con *shock*. Para simular estas últimas variables se procede de la siguiente forma: primero, se hace una simulación dinámica a partir del año del *shock*, manteniendo las variables exógenas en sus niveles históricos; segundo, se hace una simulación dinámica a partir del año del *shock*, pero incorporando los cambios en las variables exógenas del *shock* mismo; por último, a la variable observada se suma la diferencia entre la variable obtenida mediante la simulación dinámica con *shock* y la variable obtenida mediante la simulación dinámica con las variables exógenas en sus niveles históricos.

Los códigos *\_sim1*, *\_sim2* y *\_sim3* escritos al final de cada variable definen la variable simulada con *shock*.

### 1. Simulación 1: Caída en la Tasa de Interés Internacional

Para simular los efectos de la caída de la tasa de interés internacional, se utilizaron los coeficientes de impacto sobre el promedio de las tasas pasivas nominales del sistema financiero, calculados por Cleavy (2005).<sup>93</sup> Según estas estimaciones, una caída de 100 puntos bases en la tasa de interés internacional disminuye las tasas de interés pasivas nominales del sistema financiero de la siguiente forma: 40 puntos bases el primer trimestre posterior a la caída, 49 puntos los dos trimestres siguientes y 56 puntos (100% del impacto) los siguientes tres.

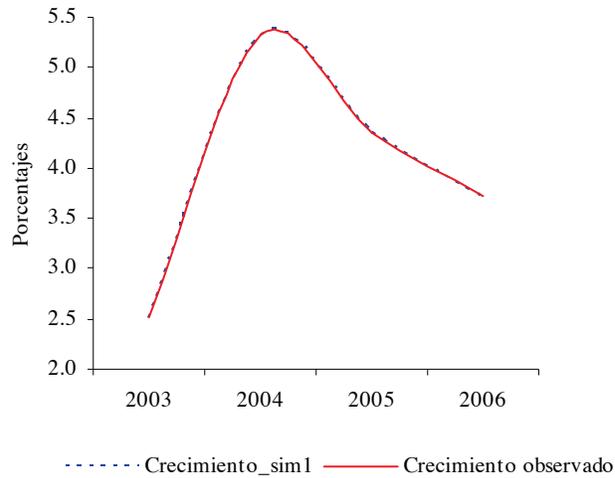
Al incorporar estos coeficientes en nuestra simulación, se tiene que el impacto de una caída de 100 puntos base de la tasa de interés internacional en producto e inflación es casi nulo (véanse los gráficos 11 y 12). Esto se debe a que la inversión reacciona poco a los cambios en la tasa de interés real (véase la ecuación 10).

---

<sup>93</sup> Estos mismos coeficientes fueron aplicados a las tasas de interés activas nominales promedio, suponiendo constante el *spread* bancario.

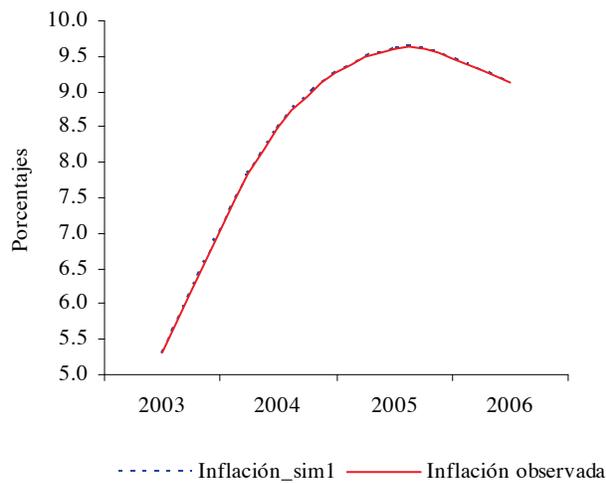
**Gráfico 11**

**COMPARACIÓN DEL CRECIMIENTO DEL PIB OBSERVADO Y EL OBTENIDO DE LA SIMULACIÓN 1 2003:1-2006:4**



**Gráfico 12**

**COMPARACIÓN DE LA INFLACIÓN OBSERVADA Y LA OBTENIDA DE LA SIMULACIÓN 1 2003:1-2006:4**



## 2. Simulación 2: Aumento en el precio del barril de petróleo

En esta simulación, el precio del barril del petróleo aumenta \$10 dólares en forma permanente respecto al escenario base a partir de 2004. Esto implica un incremento del precio del petróleo de 24%, 17,7% y 15,3% los años 2004, 2005 y 2006, respectivamente, con relación al escenario base.

El efecto adverso de este shock en el producto es fuerte el primer año, una disminución de 0,9 puntos porcentuales en 2004, pero en los años 2005 y 2006 el efecto se reduce a 0,2 puntos (gráfico 13). El mayor impacto se refleja en la reducción de la oferta agregada por el aumento de costos de las empresas. La menor actividad genera una contracción en la demanda de empleo (-0,4%), la cual es contrarrestada por una caída en la curva de salarios por el aumento de los precios.

El *shock* petrolero reduce 2,17% el consumo y 3,45% la inversión privada desde el primer año a lo largo del período. El efecto en consumo se explica por la caída del ingreso disponible y por una depreciación de 6,8% del tipo de cambio real de las importaciones. La caída de la inversión se explica por la caída del producto (lo cual reduce el acervo de capital deseado por los inversionistas) y el incremento del tipo de cambio real de las importaciones.

El impacto en la balanza comercial también es negativo por el aumento de la factura petrolera y la caída de las exportaciones. Este impacto resulta negativo a pesar de una caída de 4,5% de las importaciones de bienes y servicios reales en el período 2004-2006.<sup>94</sup> La disminución de las importaciones se debe a la reducción de la absorción real (-2,1%) y a la depreciación del tipo de cambio real de las importaciones. La caída de las exportaciones de bienes y servicios se explica por la menor actividad y el deterioro del tipo de cambio real de las exportaciones (-2,08%), el cual se ve afectado por un aumento del precio de los bienes no comercializables.

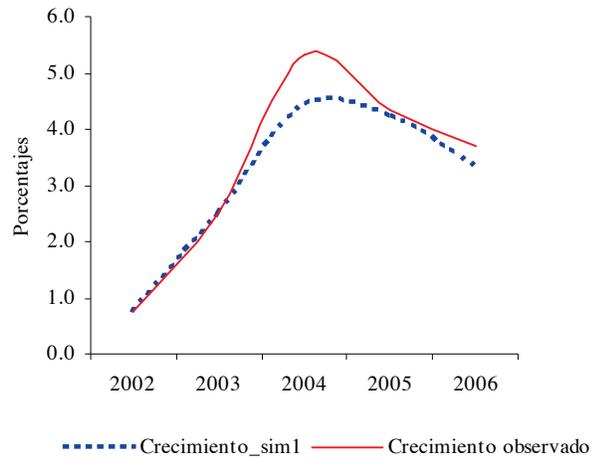
La inflación experimenta un aumento de 1,1 puntos porcentuales el primer año posterior al *shock*, hasta disminuir a 0,6 puntos en 2006 (gráfico 14). Este efecto se explica por el impacto directo del precio del petróleo en su importación. Ya que en la simulación el incremento del precio del petróleo es permanente, su efecto en la inflación se sigue sintiendo hasta dos años después del *shock* por el reajuste general de los precios.

---

<sup>94</sup> Esto refleja que las importaciones son inelásticas a los cambios del precio del petróleo. Estimaciones del autor sobre demanda real de petróleo y derivados encuentran que su elasticidad precio respecto al precio real del petróleo es -0,22.

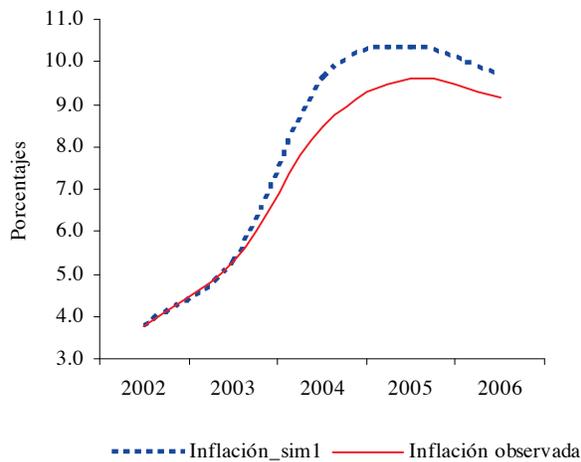
**Gráfico 13**

**COMPARACIÓN DEL CRECIMIENTO DEL PIB OBSERVADO  
Y EL OBTENIDO DE LA SIMULACIÓN 2  
2002:1-2006:4**



**Gráfico 14**

**COMPARACIÓN DE LA INFLACIÓN OBSERVADA  
Y LA OBTENIDA DE LA SIMULACIÓN 2  
2002:1-2006:4**



### 3. Simulación 3: Fijación de Tipo de Cambio a partir del primer trimestre de 2004 <sup>95</sup>

El efecto de la fijación del tipo de cambio a partir del primer trimestre de 2004 en el crecimiento es una caída de 0,30, 0,03 y 0,27 puntos porcentuales los años 2004, 2005 y 2006, respectivamente (gráfico 15). Estos efectos negativos en el PIB provienen principalmente de una disminución de la demanda de empleo (0,54%), producto de un aumento de los salarios reales (3,62) y una disminución de la inversión privada (-1,73%). Esta última cae debido al fuerte aumento de la tasa de interés real activa (530 puntos bases), a pesar de la apreciación del tipo de cambio real de importaciones (-0,78%).

El efecto de la medida en el consumo es una leve mejora (0,5%) por la apreciación del tipo de cambio real de las importaciones, la cual se ve contrarrestada por la caída del ingreso disponible, reflejado en menor actividad económica.

La inflación experimenta una caída de 3,5, 5,2 y 5,8 puntos porcentuales los años 2004, 2005 y 2006, respectivamente (gráfico 16). Esto se debe a la disminución de la tasa de devaluación del córdoba, de 5% a 0% anual.

La balanza comercial se deteriora en 2,8 millones de U. S. dólares (0,06% del PIB), 22,8 millones (0,47% del PIB) y 22,2 millones (0,41% del PIB) entre 2004 y 2006. Este deterioro se refleja en una disminución de las exportaciones de bienes y servicios reales (0,95%) y en un aumento de las importaciones de bienes y servicios reales (0,34%).

Las exportaciones se ven afectadas por el menor crecimiento del PIB y una ligera apreciación del tipo de cambio real, cayendo en 14 millones de U. S. dólares entre 2004 y 2006.

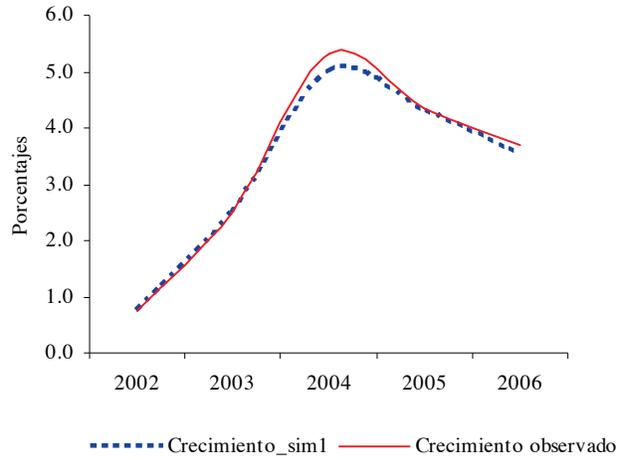
El aumento de las importaciones se explica por la apreciación del tipo de cambio real de las importaciones, el cual es contrarrestado por una ligera caída de la absorción, consecuencia de la menor actividad. Las importaciones aumentan en promedio 5 millones de dólares entre 2004 y 2007.

---

<sup>95</sup> Este *shock* implicaría una disminución de una sola vez de la tasa de devaluación nominal anual de 5% en 2004.

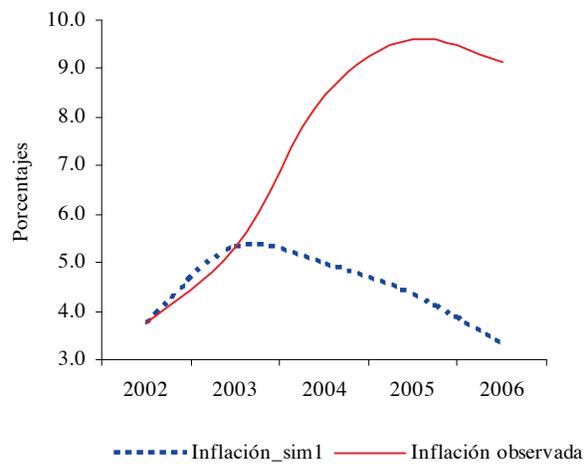
**Gráfico 15**

**COMPARACIÓN DEL CRECIMIENTO DEL PIB OBSERVADO  
Y EL OBTENIDO DE LA SIMULACIÓN 3  
2002:1-2006:4**



**Gráfico 16**

**COMPARACIÓN DE LA INFLACIÓN OBSERVADA  
Y LA OBTENIDA DE LA SIMULACIÓN 3  
2002:1-2006:4**



## VIII. CONCLUSIONES

En este trabajo se presenta un Modelo Macroeconómico de Proyección de Corto Plazo (MPCP) para la economía nicaragüense, el cual se compone de los siguientes bloques: a) uno de oferta, donde se modelan una función de producción y la demanda de trabajo; b) uno de demanda agregada, donde se estiman los componentes de la demanda agregada; y c) uno de precios, donde se modelan ecuaciones para nivel general de precios, salarios y precios de los bienes no comercializables. La periodicidad del modelo es trimestral y cubre el período 1994:1 y 2007:1.

Cada ecuación describe la dinámica de la variable endógena que representa. Primero se estima la relación de largo plazo de las variables de acuerdo con la teoría y el resultado se inserta en una ecuación que describe la misma dinámica pero a corto plazo. Esta última ecuación está fundada en los datos históricos disponibles.

Para capturar las interrelaciones entre las variables endógenas se hace una simulación estática, la cual arroja un buen ajuste en los niveles observados.

De la simulación de tres escenarios se extraen las siguientes conclusiones: primera, el producto y la inflación no son sensibles a cambios en la tasa de interés internacional; segunda, el producto y la inflación reaccionan notablemente a cambios en los precios del petróleo; y tercera, fijar el tipo de cambio afecta negativamente el crecimiento (aunque en forma leve) por el aumento de los salarios reales y de la tasa de interés real. La inflación cae cerca de 5% por año, mientras que el efecto sobre la balanza comercial es bajo.

## BIBLIOGRAFÍA

- Abeysinghe, T. (1994), “Deterministic Seasonal Models and Spurious Regression” *Journal of Econometrics*, 61(2) pp. 259-272.
- \_\_\_\_\_ (1991), “Inappropriate Use of Seasonal Dummies in Regression” *Economics Letter*, 36(2) pp. 175-179.
- Banco Central de Chile (2003), “Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile” Banco Central de Chile.
- Bank of England (2005), “The New Bank of England Quarterly Model”, Bank of England, London, UK.
- Bardsen, Gunnar, y otros (2005), “The Econometrics of Macroeconomic Modeling”, *Advance Texts in Econometrics*. Oxford University Press, UK.
- Bello, Oknan (2004), “Desequilibrios Monetarios y Cambiarios e Inflación en México”, *Tesis de Magíster en Macroeconomía Aplicada*, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Blanchard O. y Katz Lawrence (1999), “Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence”, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Blanchard O. y D. Quah (1989), “The Dynamic Effect of Aggregate Demand and Supply Disturbances” *American Economic Review*, Vol. 79, N° 4, pp. 655-673.
- Cabezas, Mabel, Jorge Selaive y Gonzalo Becerra (2004), “Determinantes de las Exportaciones No Minerales: Una Perspectiva Regional”. Documento de Trabajo N° 296, Banco Central de Chile.
- Carroll y Summer (1989), “Consumption Growth Parallels Income Growth: Models Some New Evidence”, Working Papers N° 3090, NBER.
- Clevy, Jean Francois (2005), “Estructura Microeconómica y Rigideces de Precios: Evidencia para el Mercado de Depósitos en Nicaragua”, *Mimeo*, Banco Central de Nicaragua.
- De Brouwer, Gordon y N. Ericsson (1998), “Modeling inflation in Australia”, *Journal of Business and Economic Studies*, Vol. 15, pp. 433-449.
- DeSerres, A., A. Guay y P. St-Amant (1995), “Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology: The Case of the Mexican Economy”, Working Paper Vol. 95, N° 2, Bank of Canada.

- Duesenberry J. (1950), "The mechanics of inflation", *The Review of Economics and Statics*, Vol. 32 N° 2, pp. 144-149.
- Engle, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, Vol. 50, N° 4, pp. 987-1007, July.
- Engel, Robert y C .W. J. Granger (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276.
- Ericsson (1992), "Cointegration, Exogeny, and Policy Analysis: An Overview", *Journal of Policy Modeling*, 14(3) pp. 251-280.
- Fagan, Gabriel y Julian Morgan (ed.) (2005), "Econometric Models of the Euro-area Central Banks", EE Publishing.
- Friedman (1957), "A Theory of the Consumption Function", Princeton University Press.
- Gómez, Oscar (2005), "Identificación y Medición del Impacto de los Shocks Estructurales en la Economía Nicaragüense", Gerencia de Estudios Económicos, Banco Central de Nicaragua.
- \_\_\_\_\_ (2004), "Cálculo del Coeficiente de Compensación en Nicaragua", *Tesis de Magíster*, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Hamermesh, Daniel (2003), "Labor Demand in Latin America and the Caribbean: What Does It Tell Us?", National Bureau of Economic Research (NBER), Washington.
- Hamilton, J. (1994), "Time Series Analysis", Princeton University Press.
- Hernández, Juan Nicolás (2002), "A Review of the Macroeconomic Determinants of Household Consumption for the Colombian Case", Documento de Trabajo, Banco de la República.
- Hoon, Lin y L. Papi (1997), "An econometric analysis of the determinants of inflation in Turkey", Working Paper, IMF.
- Hylleberg, S. y otros (1990), "Seasonal Integration and Co-integration." *Journal of Econometrics*, 44(1): 215-238.
- Jogerson (1963), "Capital Theory and Investment Behavior", *The American Economic Review*, Vol. 53, N° 2.
- Johansen, Soren. (1995), "Likelihood-Basesd Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford University Press, Oxford, Inglaterra.
- \_\_\_\_\_ (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.

- Loungani, P. y P. Swagel (2001), “Sources of inflation in developing countries”, Working Paper, IMF.
- Perron, Pierre (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”. *Econometrica*, Vol. 57, N° 6, pp. 1361-1401, noviembre.
- Reyes, Ovidio, Roberto Campo y Oscar Gámez (2005), “Determinantes de la Inflación en Nicaragua y Análisis de Impacto de Política Salariales”, *Documento sin publicar*, Banco Central de Nicaragua.
- Rojas, Patricio, Eduardo López y Susana Jiménez (1997), “Determinantes del Crecimiento y Estimación del Producto Potencial en Chile: El papel del Comercio”, Documento de Trabajo N° 24, Banco Central de Chile.
- Serven y Solimano (1992), “Private Investment and Macroeconomic Adjustment: A Survey”, *The World Bank Research Observer*, Vol. 7, N° 1.
- Walsh, C. (1998), “Monetary Theory and Policy”, MTI Press, Cambridge, Estados Unidos.

## ANEXO I

Cuadro 1

Pruebas de raíz unitaria						
Variable	ADF			PP		
	A	B	C	A	B	C
$y_t$	-2,04(4)	-2,19(4)	6,76(4)	-7,17**	-0,97	3,75
$\Delta y_t$	-8,99(3)**	-8,54(3)**	-1,28(5)	-14,4**	-14,9**	-8,28**
$\Delta\Delta y_t$	-9,53(4)**	-9,59(4)**	-9,70(4)**	-20,6**	-20,5**	-20,7**
$I_t$	-2,15(3)	-0,05(3)	2,32(3)	-1,79	0,94	4,96
$\Delta I_t$	-2,52(2)	-2,52(2)	-1,03(2)	-4,49**	-4,59**	-2,59**
$\Delta\Delta I_t$	-10,0(1)**	-10,1(1)**	-10,2(1)**	-9,90**	-10,1**	-10,0**
$k_t$	-2,97(4)	0,02(3)	2,51(3)	-2,57	0,87	8,21
$\Delta k_t$	2,48(2)	-2,54(2)	-0,21(3)	-3,76**	-3,57**	-1,04
$\Delta\Delta k_t$	-5,38(2)**	-5,33(2)**	-5,35(2)**	-15,99**	-11,02**	-15,01**
$poil\_real_t$	-3,25(3)	-0,95(1)	1,25(0)	-2,16	-1,11	0,99
$\Delta poil\_real_t$	-5,45(0)**	-5,46(0)**	-5,44(0)**	-5,49**	-5,51**	-5,49**
$\Delta\Delta poil\_real_t$	-8,70(1)**	-8,77(1)**	-8,86(1)**	-10,25**	-10,36**	-10,48**
$rib\_y_t$	-1,89(1)	-0,82(1)	1,56(1)	-3,03	-1,12	2,07
$\Delta rib\_y_t$	-10,7(0)**	-10,8(0)**	-10,4(0)**	-10,98**	-11,01**	-10,32**
$\Delta\Delta rib\_y_t$	-6,36(4)**	-7,73(2)**	-7,81(2)**	-55,5**	-45,4**	-45,5**
$i\_real_t$	-2,59(0)	-1,22(0)	-1,14(0)	-2,77	-1,27	-1,14
$\Delta i\_real_t$	-5,27(3)**	-5,18(3)**	-5,03(3)**	-7,36**	-7,42**	-7,39**
$\Delta\Delta i\_real_t$	-5,93(3)**	-6,01(3)**	-6,09(3)**	-14,57**	-14,75**	-14,94**
$wreal_t$	-2,94(0)	-0,96(0)	0,91(0)	-2,88	-0,73	1,17
$\Delta wreal_t$	-5,80(1)**	-9,10(0)**	-8,88(0)**	-9,14**	-9,21**	-8,82**
$\Delta\Delta wreal_t$	-6,08(3)**	-6,16(3)**	-6,23(3)**	-34,5**	-35,9**	-36,8**
$cons_t$	-2,39(5)	0,06(5)	3,01(5)	-6,86**	-0,22	5,18
$\Delta cons_t$	-3,27(4)*	-3,33(4)**	-1,30(4)**	-18,8**	-19,7**	-9,17**
$\Delta\Delta cons_t$	-14,7(3)**	-14,7(3)**	-14,9(3)**	-32,5**	-32,7**	-32,9**
$Ydispot$	-1,53(3)	-2,08(3)	9,04(3)	-6,18	-0,38	5,33
$\Delta Ydispot$	-17,8(2)**	-17,3(2)**	-0,86(9)	-16,1**	-16,1**	-7,75**
$\Delta\Delta Ydispot$	-4,18(8)**	-4,25(8)**	-4,3(11)**	-22,9**	-22,9**	-27,2**
$ipasiva\_real_t$	-2,62(5)	-0,83(5)	-1,05(4)	-2,64	-1,26	-1,14
$\Delta ipasiva\_real_t$	-5,29(3)**	-5,17(3)**	-2,88(4)**	-7,60**	-7,60**	-7,62**
$\Delta\Delta ipasiva\_real_t$	-6,35(3)**	-6,46(3)**	-6,54(3)**	-14,93**	-15,10**	-15,30**

Nota: (\*\*) y (\*) indican rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente. El valor entre paréntesis indica el número de rezagos. Las pruebas Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron se realizaron incluyendo constante y tendencia (modelo A), únicamente la constante (modelo B) y sin constante y tendencia (modelo C).

Pruebas de raíz unitaria						
Variable	ADF			PP		
	A	B	C	A	B	C
fbkf_priv <sub>t</sub>	-1.57(1)	-1.40(1)	0,91 (1)	-2,44	-1.77	0,84
Δfbkf_priv <sub>t</sub>	-11.5(0)**	-11.59(0)**	-11.45 (0)**	-11.58**	-11.5**	-11.19**
ΔΔfbkf_priv <sub>t</sub>	-8,53(2)**	-8,61(2)**	-8,72 (2)**	-49,06**	-48,57**	-49,11**
fbkf_pub <sub>t</sub>	-3,76(5)**	-3,54 (5)**	-0,67 (5)	-8,50**	-8,47**	-2,96**
Δfbkf_pub <sub>t</sub>	-4,4(10)**	-4,51 (10)**	-4,53 (10)**	-47,84**	-45,85**	-46,08**
ΔΔfbkf_pub <sub>t</sub>	-4,90(6)**	-4,97 (6)**	-5,02(6)**	-107,33**	-108,68**	-109,20**
cred_y <sub>t</sub>	-3,24(4)*	-2,62 (4)*	1.08 (7)	-1.68	-1.12	0,57
Δcred_y <sub>t</sub>	-3,45(6)*	-3,57(6)**	-3,27 (6)**	-6,46**	-6,47**	-6,46**
ΔΔcred_y <sub>t</sub>	-9,76(2)**	-9,88 (2)**	-10,0 (2)**	-21.69**	-21.14**	-21.49**
cred <sub>t</sub>	-2,74(3)	-0,64(1)	1.37 (1)	-1.72	-0,58	1.41
Δcred <sub>t</sub>	-4,73(6)**	-4,75 (6)**	-4,49 (6)**	-4,87**	-4,88**	-4,64**
ΔΔcred <sub>t</sub>	-8,01(1)**	-8,10 (1)**	-8,20 (1)**	-10,30**	-10,42**	-10,55**
x <sub>t</sub>	-2,85(3)	-1.82(4)	4,61(4)	-7,66**	-2,57	2,89
Δx <sub>t</sub>	-7,29(3)**	-7,10(3)**	-2,49(4)**	-24,3**	-23,9**	-11,9**
ΔΔx <sub>t</sub>	-7,52(4)**	-7,56(4)**	-7,64(4)**	-38,1**	-36,6**	-39,1**
tcx <sub>t</sub>	-6,65(0)**	-5,58(0)**	-2,18(2)**	-6,65**	-5,82**	-5,48**
Δtcx <sub>t</sub>	-7,11(2)**	-8,88(1)**	-8,97(1)**	-45,2**	-44,5**	-37,7**
m <sub>t</sub>	-3,81(0)**	-1.37(1)	1.78(1)	-3,81**	-1.71	3,15
Δm <sub>t</sub>	-12,3(0)**	-12,35(0)**	-11,9(0)**	-27,3**	-17,7**	-17,41**
ΔΔm <sub>t</sub>	-5,30(9)**	-5,24(9)**	-5,30(9)**	-54,7**	-55,8**	-56,5**
term <sub>t</sub>	-2,88(0)	0,35(2)	1.93(2)	-2,70	-0,71	1.61
Δterm <sub>t</sub>	-7,42(1)**	-7,31(1)**	-8,55(0)**	-12,9**	-10,04**	-8,89**
ΔΔterm <sub>t</sub>	-7,79(2)**	-7,90(2)**	-7,99(2)**	-45,7**	-42,9**	-38,5**
abs <sub>t</sub>	-1.91(3)	-1.77(3)	3,32(3)	-6,05**	-2,59	2,15
Δabs <sub>t</sub>	-12,4(2)**	-12,4(12)**	-10,8(2)**	-17,9**	-17,9**	-12,3**
ΔΔabs <sub>t</sub>	-5,39(8)**	-5,44(8)**	-5,52(8)**	-28,7**	-29,0**	-29,3**
ipc <sub>t</sub>	-1.69(0)	-1.74(0)	11.17(0)	-1.69	-1.83	-10,53
Δipc <sub>t</sub>	-7,70(0)**	-7,35(0)**	-1.37(2)	-7,71**	-7,35**	-2,36**
ΔΔipc <sub>t</sub>	-7,01(3)**	-7,08(3)**	-7,17(3)**	-30,3**	-29,3**	-29,6**
ipmt*	-3,26(0)*	-0,83(1)	0,90(1)	-3,19*	-1.10	1.30
Δipmt*	-9,09(0)**	-9,02(0)**	-8,98(0)**	-22,6**	-11,0**	-9,91**
ΔΔipmt*	-5,72(5)**	-5,85(0)**	-5,96(5)**	-40,3**	-41,0**	-39,7**

Nota: (\*\*) y (\*) indican rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente. El valor entre paréntesis indica el número de rezagos. Las pruebas Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron se realizaron incluyendo constante y tendencia (modelo A), únicamente la constante (modelo B) y sin constante y tendencia (modelo C).

Pruebas de raíz unitaria						
Variable	ADF			PP		
	A	B	C	A	B	C
wprod <sub>t</sub>	-4,4(10)**	-0,68(7)	1,54(5)	-3,53**	-0,64	4,43
Δwprod <sub>t</sub>	-2,36(10)	-2,21(10)	-0,43(4)	-9,28**	-9,25**	-6,87**
ΔΔwprod <sub>t</sub>	-10,4(3)**	-10,5(3)**	-10,6(3)**	-19,3**	-19,3**	-19,6**
gapy <sub>t</sub>	-1,91(4)	-1,73(4)	-0,15(4)	-9,15**	-9,40**	0,52
Δgapy <sub>t</sub>	-9,89(3)**	-10,0(3)**	-10,1(3)**	-15,7**	-16,1**	-16,3**
ΔΔgapy <sub>t</sub>	-4,57(8)**	-4,64(8)**	-4,71(8)**	-20,6**	-20,5**	-20,7**
gapm <sub>t</sub>	-4,86(1)**	-4,78(1)**	-4,79(1)**	-6,83**	-6,51**	-6,53**
Δgapm <sub>t</sub>	-3,7(12)**	-3,7(12)**	-3,7(12)**	-19,77**	-19,80**	-19,86**
w <sub>t</sub>	-0,85(0)	-1,34(0)	5,87(1)	-0,94	-1,29	9,58
Δw <sub>t</sub>	-7,70(0)**	-7,23(0)**	-0,84(3)	-7,59**	-7,24**	-2,49**
ΔΔw <sub>t</sub>	-6,87(2)**	-6,96(2)**	-7,04(2)**	-36,5**	-36,1**	-28,4**
rem_y <sub>t</sub>	-0,55(3)	-1,32(3)	1,31(4)	-3,30*	-1,52	0,88
Δrem_y <sub>t</sub>	-7,88(2)**	-7,77(2)**	-2,27(3)**	-10,7**	-9,37**	-7,38**
ΔΔrem_y <sub>t</sub>	-7,60(3)**	-12,5(2)**	-12,6(2)**	-18,7**	-18,2**	-18,3**
prod_media <sub>t</sub>	-3,39(10)*	-0,50(8)	-1,92(8)*	-5,84**	-3,50**	-0,63*
Δprod_media <sub>t</sub>	-2,29(7)	-2,33(7)	-1,46(7)	-11,0**	-11,1**	-10,7**
ΔΔprod_media <sub>t</sub>	-4,64(8)**	-4,82(8)**	-4,78(8)**	-10,3**	-20,1**	-20,5**
ipcnt <sub>t</sub>	-4,57(0)**	-1,08(2)	4,16(2)	-4,59**	-0,92	8,34
Δipcnt <sub>t</sub>	-8,49(1)**	-8,50(1)**	-9,57(0)**	-36,0**	-19,2**	-9,60**
ΔΔipcnt <sub>t</sub>	-9,69(2)**	-9,79(2)**	-9,91(2)**	-63,3**	-63,6**	-64,1**
ipxt*	-5,26(0)**	-4,99(0)**	0,01(2)	-5,55**	-5,25**	-0,09
Δipxt*	-7,02(2)**	-8,66(1)**	-8,75(1)**	-41,0**	-29,4**	-29,7**
ΔΔipxt*	-6,81(4)**	-6,87(4)**	-6,96(4)**	-90,8**	-90,6**	-90,8**
Arant	-2,47(0)	-1,41(1)	-0,37(1)	-2,24	-1,68	-0,41
Δarant	-10,7(0)**	-10,7(0)**	-10,8(0)**	-10,84**	-10,93**	-11,02**
ΔΔarant0	-4,52(8)**	-4,55(8)**	-4,60(8)**	-88,9**	-89,9**	-90,9**

Nota: (\*\*) y (\*) indican rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente. El valor entre paréntesis indica el número de rezagos. Las pruebas Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron se realizaron incluyendo constante y tendencia (modelo A), únicamente la constante (modelo B) y sin constante y tendencia (modelo C).

## ANEXO II

En este anexo se presentan las derivaciones de las ecuaciones de exportaciones, importaciones y precios de bienes no comercializables.

### a) Exportaciones

Se supone que la decisión de cuánto producir globalmente ya fue tomada por los productores y, por lo tanto, sólo queda determinar cuánto destinar al mercado doméstico y cuánto al mercado externo. Para decidirlo, las empresas utilizan dos fuentes de información: los precios relativos, que determinan el ingreso adicional de vender en uno u otro mercado, y el hecho de que los bienes que se venden en el mercado doméstico no son sustitutos perfectos de los bienes exportables y, por lo tanto, el costo de oportunidad de producir determinado volumen de un bien y renunciar a producir el otro es creciente, según la curva de transformación de la economía

Los productores maximizan los ingresos totales sujetos a las posibilidades productivas impuestas por la curva de transformación. Esta dinámica se expresa de la siguiente manera:

$$(1') \text{ Max } \text{def}_t y_t = ipx_t x_t + ipcnt_t y_t - \text{dom} \Rightarrow \text{Ingresos totales}$$

$$\text{s.a. } f(x_t, y_t - \text{dom}) = 0 \Rightarrow \text{Curva de transformación}$$

Donde  $x_t$  son las exportaciones reales,  $y_t - \text{dom}$  es el valor real de la producción que se vende en el mercado doméstico,  $y_t$  es PIB real de Nicaragua,  $\text{def}_t$  es el deflactor del PIB,  $ipx_t$  es el precio de las exportaciones en córdobas e  $ipcn_t$  es el precio de los bienes y servicios que se venden en el mercado doméstico (no comercializables)

De las condiciones de primer orden se deriva la siguiente ecuación:

$$(2') \frac{f'(x_t)}{f'(y_t - \text{dom})} = \frac{ipx_t}{ipcnt_t} = \text{tc}x_t$$

Donde  $f'(x_t)$  y  $f'(y_t - \text{dom})$  son las derivadas parciales de la función  $f$  respecto a las exportaciones y las ventas en el mercado doméstico, respectivamente. El cociente  $ipx_t / ipcnt_t$  es el tipo de cambio real relevante para las exportaciones ( $\text{tc}x_t$ ).

Esta ecuación permite separar el PIB en sus dos destinos: exportaciones y producción para el mercado doméstico. Para ello, la ecuación (2') debe combinarse con la ecuación de ingresos totales para un PIB dado. La economía optimiza donde la curva de transformación es tangente a la recta de ingresos totales, cuya pendiente es el tipo de cambio real para las exportaciones.

De este proceso se deriva que la ecuación de exportaciones y oferta del bien doméstico son, respectivamente:

$$(3') \quad x_t = g_x(tcrx_t, y_t)$$

$$(3'') \quad y_t^s - dom = g_y(tcrx_t, y_t)$$

### b) Importaciones

Se supone que los agentes domésticos absorben dos tipos de bienes: domésticos e importados. Para elegir la cantidad deseada de cada bien, se maximiza una función de utilidad sujeta a la restricción impuesta por un nivel dado de absorción real:

$$(4') \quad \text{Max } U = U(y_t - dom, m) \Rightarrow \text{Función de utilidad}$$

$$\text{s a. } defabs_t abs_t = ipcnt_t y_t - dom + ipm_t (1 + aran_t) m \Rightarrow \text{Restricción presupuestaria}$$

Donde  $U$  es la función de utilidad, creciente y cóncava respecto a ambos bienes;  $m_t$  son las importaciones reales;  $abs_t$  es la absorción real;  $defabs_t$  es el deflactor de la absorción;  $ipm_t$  es el precio de las importaciones en córdobas; y  $aran_t$  es la tasa de arancel promedio efectivo de las importaciones.

Según las condiciones de primer orden se tiene que:

$$(5') \quad \frac{U'(m_t)}{U'(y_t - dom)} = \frac{ipm_t(1 + aran_t)}{ipcnt_t} = tcrm_t$$

Donde  $U'(m_t)$  y  $U'(y_t - dom)$  son las utilidades marginales del agente representativo respecto al bien importado y el bien doméstico, respectivamente. El tipo de cambio relevante para las importaciones ( $tcrm_t$ ) es  $ipm_t(1 + aran_t)/ipcnt_t$ .

Del proceso de optimización se deriva que la ecuación de importaciones y demanda del bien doméstico es:

$$(6') \quad m_t = h_m(tcrm_t, abs_t)$$

$$(6'') \quad y_t^d - dom = h_d(tcrm_t, abs_t)$$

### c) Ecuación del precio del bien doméstico

Si igualamos la oferta del bien doméstico (ecuación 3'') con su demanda (ecuación 6''), tenemos que el precio del bien doméstico está dado por:

$$(7') \quad ipcnt_t = f(tc_t, ipm_t^*, ipx_t^*(1 + aran_t), y_t)$$

ANEXO III

Test de Perron

	Quiebre 1999:q4			I	Quiebre 2001:q4		
	A	B	C		A	B	C
k	-0.74	-2.38	-0.14		-1.97	-2.39	-1.76

---

	Quiebre 1999:q4			ΔI	Quiebre 2001:q4		
	A	B	C		A	B	C
Δk	-3.32	-4.84**	-5.01**		-3.87**	-4.42**	-4.26**

---

	lambda=0.5			lambda=0.6		
	A	B	C	A	B	C
1%	-4.32	-4.56	-4.90	-4.45	-4.57	-4.88
5%	-3.76	-3.96	-4.24	-3.76	-3.95	-4.24
10%	-3.46	-3.68	-3.96	-3.47	-3.66	-3.95

Nota:(\*\*) y (\*) indican rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente.

$$\text{Modelo A: } z_t = \mu + \beta t + \phi D_L + \alpha z_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta z_{t-i} + e_t$$

$$\text{Modelo B: } z_t = \mu + \beta t + \phi D_T + \alpha z_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta z_{t-i} + e_t$$

$$\text{Modelo C: } z_t = \mu + \beta t + \phi D_L + \phi D_T + \alpha z_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta z_{t-i} + e_t$$

Donde:

$$D_L = \begin{cases} 0 & \text{si } t < \tau \\ 1 & \text{si } t > \tau \end{cases} \quad D_T = \begin{cases} 0 & \text{si } t < \tau \\ t - \tau & \text{si } t > \tau \end{cases}$$

## ANEXO IV

### Apéndice de Datos

Este apéndice define los conceptos utilizados en la construcción de las variables del modelo.

Absorción: Suma del consumo privado real, la formación bruta de capital fijo real y el gasto de consumo real del gobierno.

Brecha de producto: Diferencia entre el PIB real observado y el PIB de tendencia calculado con un filtro de Hodrick-Prescott.

Brecha monetaria: Error de una ecuación de largo plazo estimada para M1 en función del PIB real y la tasa de interés pasiva promedio nominal del sistema bancario.

Cociente crédito PIB: Relación entre el crédito del sistema bancario privado y el PIB nominal en córdobas.

Cociente remesas PIB: Relación entre remesas familiares en dólares y el PIB nominal en dólares.

Cociente reservas a PIB: Relación entre las reservas internacionales brutas en dólares del BCN y el PIB nominal en dólares.

Consumo privado: Consumo privado real trimestral base 1994 publicado por el BCN.

Crédito real: Crédito del sistema bancario privado deflactado por el IPC.

Empleo: Número de trabajadores afiliados al Instituto Nicaragüense de Seguridad Social (INSS).

Exportaciones de bienes y servicios: Exportaciones de bienes y servicios reales trimestrales base 1994, calculadas por el BCN.

Importaciones de bienes y servicios: Importaciones de bienes y servicios reales trimestrales base 1994 publicadas por el BCN.

Índice de precios de importación en dólares: Promedio ponderado entre un índice de precio del petróleo WTI y el IPC de Estados Unidos

Índice de precios de no comercializables: Deflactor de la demanda interna de bienes domésticos.

Ingreso nacional bruto disponible: Se calcula como la suma del PIB real trimestral, más las remesas familiares trimestrales de la cuenta corriente en córdobas deflactadas por el IPC.

Inversión privada: Formación bruta de capital fijo privado real trimestral base 1994 publicado por el BCN.

Inversión pública: Formación bruta de capital fijo pública real trimestral base 1994 publicado por el BCN.

IPC: Índice de precios al consumidor de Nicaragua base 1999, calculado por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos y publicado por el BCN.

PIB: PIB real trimestral base 1994 calculado por el Banco Central de Nicaragua (BCN).

Precio real del petróleo: Precio del petróleo West Texas Intermediate (WTI) deflactado por el IPC de Estados Unidos.

Productividad media del trabajo: Relación entre el PIB real y empleo.

Salario ajustado por productividad: Cociente entre los salarios promedios de los afiliados al INSS y el producto medio del trabajo.

Salario nominal: Salario nominal promedio de los afiliados al INSS.

Salario real: Salario promedio nominal de los afiliados al INSS deflactado por el IPC.

Stock de capital: Stock de capital real de la economía base 1994. Es construido utilizando la identidad de acumulación de capital:  $k_t = k_{t-1} + fbk_t - dk_{t-1}$ , donde  $d$  es la tasa de depreciación del capital físico, que se supone igual a 1% trimestral. El stock de capital inicial es calculado según el modelo de crecimiento neoclásico. Se estima una relación capital a PIB de 4,23 para el año 1994.

Tasa de interés real activa: Diferencia entre la tasa de interés activa nominal promedio del sistema bancario, menos la inflación promedio de los últimos 4 trimestres.

Tipo de cambio nominal: Tipo de cambio oficial del córdoba por dólar americano establecido por el BCN.

Tipo de cambio real de las exportaciones: Relación entre el deflactor de las exportaciones multiplicado por el tipo de cambio, entre el deflactor de precios de no comercializables.

Tipo de cambio real de las importaciones: Relación entre el índice de precios de importaciones en dólares y el deflactor de precios de no comercializables.

## 6. UN MODELO MACROECONÓMICO DE PEQUEÑA ESCALA PARA LA REPÚBLICA DOMINICANA\*

Julio G. Andújar  
Alexander Medina \*\*

### I. Introducción

La apertura comercial iniciada a principios de los noventa y las importantes reformas estructurales monetaria, fiscal y financiera, crearon las condiciones para una mayor profesionalización de las políticas públicas en la República Dominicana (RD). La liberalización del tipo de cambio y las tasas de interés, la reducción gradual del predominio fiscal y el aumento de la autonomía formal del Banco Central, facilitaron la transformación institucional de la política monetaria. Gradualmente, los instrumentos directos de política fueron sustituidos por instrumentos indirectos, y el Comité de Operaciones de Mercado Abierto (COMA) adquirió nuevas responsabilidades de política monetaria.<sup>96</sup>

A la par de estas transformaciones, se adoptó *de jure* la estabilidad de precios como objetivo único de política monetaria (Ley 183-02, p. 4), se implementó una política de transparencia y credibilidad del Banco Central de la República Dominicana (BCRD), se introdujeron facilidades de liquidez permanentes para subrayar la señal de política monetaria y se fortaleció la comunicación con el público (BCRD, 2007).

La toma de decisiones en esta nueva institucionalidad ha requerido instrumentos para proyectar la evolución de variables macroeconómicas clave y aportar información para evaluar el posible impacto de políticas alternativas. En este contexto, el BCRD diseñó una agenda de investigación orientada a entender cómo se propagan las decisiones de política monetaria y los choques externos e internos en la economía. El Modelo Macroeconómico de Pequeña Escala (MMPE) que se presenta en este documento es uno de esos instrumentos.

Esta primera versión ha sido desarrollada dentro del proyecto *Fortaleciendo las capacidades de toma de decisión de política económica en Centroamérica y la*

---

\* Las opiniones expresadas en la presente investigación son responsabilidad de los autores. Agradecemos los comentarios de Luis Miguel Galindo, Horacio Catalán y los representantes de Centroamérica en el seminario sobre modelos macroeconómicos en bancos centrales, celebrado en CEPAL, México, en abril de 2007. Estamos en deuda además con Jael Espinal, quién trabajo como asistente de investigación en este proyecto. \*\* Emails: j.andujar@bancentral.gov.do y a.medina@bancentral.gov.do.

<sup>96</sup> El COMA es el organismo interno del BCRD, subordinado a la Junta Monetaria, que opera la política monetaria. Véase *Reglamento sobre el Programa Monetario e Instrumentos de Política Monetaria: Encaje Legal y Operaciones de Mercado Abierto* (página web del BCRD).

*República Dominicana*, encabezado por el Departamento de Asuntos Económicos y Sociales de Naciones Unidas (DESA) y la Sede Subregional de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) en México. Sus objetivos son: realizar proyecciones de variables clave para diseñar y ejecutar la política monetaria y desarrollar una plataforma para simular escenarios y prever su impacto.

El MMPE es una construcción teórica similar a esquemas diseñados por otros bancos centrales (Allen y otros, 2002; Arreaza y otros, 2003; Ducanes y otros, 2005; Muñoz, 2006; Elosegui y otros, 2007), cuya referencia principal es la filosofía modelística del Banco de Inglaterra (Bank of England, 1999, 2000, 2005). Nuestra primera versión contiene: a) un bloque de demanda agregada representado por una curva *is*; b) un bloque de precios, que incluye una ecuación de determinantes de inflación, basada en costos; c) un bloque de tipo de cambio determinado por las paridades de poder compra y de tasas de interés, así como por una medida de riesgo cambiario; y d) una regla de política fundamentada en McCallum (1988, 2001), Taylor (1993, 2001) y Obstfeld y Rogoff (1995).

La sección 2 analiza los cambios de la economía dominicana en las dos últimas décadas con el fin de justificar el modelo que se presenta. La sección 3 presenta la estructura del modelo y la metodología de estimación. La sección 4 presenta los principales resultados de las estimaciones. La sección 5 discute algunas simulaciones aplicadas. Finalmente, la sección 6 presenta las conclusiones y recomendaciones.

## II. LA ECONOMÍA DOMINICANA DE LAS ÚLTIMAS DOS DÉCADAS

El periodo del MMPE es 1992-2006 con datos trimestrales. Es en este período que la economía dominicana experimenta la más importante transformación estructural de su historia (Dauhajre y otros., 1996; Andújar, 2005). Fue una ruptura con la estrategia de Industrialización por Sustitución de Importaciones (ISI), que inició una transición que modificaría los esquemas de las políticas públicas. La economía dominicana se hizo más abierta y orientada hacia el mercado, creando así las condiciones de una mayor profesionalización de la política monetaria.

Al romper con la estrategia de desarrollo anterior, las reformas allanaron el camino para una mayor autonomía del BCRD e hicieron más transparentes los mercados cambiario y financiero. En esta nueva etapa, el foco exclusivo de la política monetaria fue alcanzar y mantener una inflación baja, utilizando el tipo de cambio como ancla nominal de los precios gran parte de la década. Bajo este esquema, la inflación promedió 7,2% y el crecimiento 5,8% en la década de los noventa.

La ley monetaria y financiera de fines de 2002 autorizó la libre convertibilidad y sentó las bases de una nueva estrategia de política monetaria. En 2003, como resultado de la crisis bancaria, hubo una corrida en el mercado cambiario y un fuerte proceso inflacionario. A fin de contener ambas presiones, el BCRD adoptó nuevos instrumentos indirectos de política monetaria y facilidades de liquidez permanente (depósitos *overnight* y ventanilla lombarda) para abrir un corredor de tasas que mejorasen la transmisión de la política monetaria a la economía real.

El nuevo marco operativo de la política monetaria permitió la transición de una estrategia de metas cambiarias a una de metas monetarias (BCRD, 2007, pp. 8-10). El nuevo esquema facilitó la transmisión de las señales de la autoridad monetaria mediante los movimientos de la tasa de depósitos remunerados de corto plazo (*overnight*), haciendo más fluidos los canales de transmisión de su política. El fortalecimiento institucional del BCRD y la adopción del esquema de metas monetarias incrementaron la eficiencia de sus decisiones, pese a las limitaciones impuestas por el déficit cuasifiscal incurrido a causa de la crisis bancaria.

El propósito principal del MMPE es modelar este nuevo estado de cosas, pero no el único. Una limitación importante es la disponibilidad de datos y la calidad de la información introducida al modelo. Algunas series de tiempo muestran inconsistencia. Tal es el caso de las series del mercado laboral, trimestralizadas por los autores de una serie anual del Departamento de Cuentas Nacionales del BCRD.<sup>97</sup> Los datos del PIB real dominicano corresponden al nuevo sistema de cuentas nacionales (SCN/93), iniciado a fines de 2006. La información es preliminar y está en revisión. El resto de los datos, principalmente las estadísticas monetarias, financieras y cambiarias, es información definitiva y confiable.

### III. ESTRUCTURA BÁSICA DEL MODELO Y METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN

El MMPE tiene un alto nivel de agregación y fue diseñado para una economía pequeña y abierta como la de RD. Esta primera versión contiene: un bloque de demanda, un bloque de precios, un bloque de tipo de cambio y una regla de política. Como todos los modelos que siguen la línea del Banco de Inglaterra, el MMPE resulta útil por su estructura simple y su flexibilidad para correr simulaciones.

Las variables endógenas son: Producto Interno Bruto (PIB), tasa de inflación, tipo de cambio nominal y tasa de interés. El PIB real se determina como función del PIB real de Estados Unidos, de la tasa de interés real dominicana, de los precios del petróleo y de la diferencia entre el salario nominal y la productividad laboral. La inflación es función del tipo de cambio nominal, de un agregado monetario, de los precios relativos del petróleo y del nivel de productividad. El tipo de cambio depende de las paridades de tasa de interés y de precios, así como de una medida de riesgo cambiario. La tasa de interés nominal se determina mediante una regla de política monetaria basada en una brecha de inflación y en las variaciones del tipo de cambio real.

#### 1. La ecuación de demanda agregada

La especificación del PIB real tiene fundamento en las características principales de una economía pequeña y abierta como la RD. La inclusión de la tasa de interés real y del producto del principal socio comercial, Estados Unidos, como determinantes del PIB real, está en línea con un

---

<sup>97</sup> Las series trimestrales de empleo, desempleo y salarios fueron trimestralizadas mediante factores estacionales del PIB y algunas ponderaciones.

modelo keynesiano de economía abierta. En este tipo de modelos, el equilibrio del mercado de bienes se representa por una curva IS. La inclusión de los precios del petróleo pone de relieve la alta dependencia de la economía dominicana de la importación de hidrocarburos. En 2006, el petróleo representó 22% del total de importaciones nacionales. La ecuación del PIB real de largo plazo está representada por (1). Todas las variables en minúsculas representan logaritmos.

$$y_t = f(y_t^*, R_t, poilr_t, wprod_t) \quad (1)$$

Donde:  $f_1 > 0$ ;  $f_2 < 0$ ;  $f_3 < 0$ ;  $f_4 < 0$ ;

$y_t$  = PIB real de RD;

$y_t^*$  = PIB real de Estados Unidos;

$R_t$  = tasa de interés real;

$poilr_t$  = precio del petróleo en términos reales.

$wprod_t$  = salario excedente sobre nivel de productividad.

Para estimar las variables teóricas se utilizó la siguiente información: a)  $y_t$  se aproximó con el PIB real encadenado de RD, según el BCRD, basado en Sistema de Cuentas Nacionales, 1993 (SCN/93); b)  $y_t^*$  o producción doméstica de Estados Unidos, se representó con el PIB real, base 2000, datos del *Bureau of Labor Statistics*; c)  $R_t$  se calculó como la diferencia entre el promedio trimestral de la tasa activa de 91 a 180 días de la banca múltiple dominicana y la tasa de inflación, según el BCRD; d)  $poilr_t$  se representó como un índice de energía base 2000, construido por el FMI, deflactado por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) de RD; y e)  $wprod_t$  se computó como la diferencia entre el promedio del salario mínimo público y privado y el nivel de productividad, medido como la relación PIB real y número de ocupados. Estas variables se consideran buenas aproximaciones a las variables teóricas representadas en la ecuación (1).

Como hemos dicho, la especificación de la ecuación para el largo plazo deriva de la teoría económica, pero la especificación de corto plazo toma en cuenta la exactitud de la información. Los datos históricos son analizados econométricamente al incorporar las variables (Bardsen y otros., 2005, Capítulo 2). El nivel óptimo entre teoría y relevancia empírica en la especificación de un modelo es tema de debate (Gilbert y Qin, 2005). En nuestro modelo, la teoría domina la especificación de largo plazo, mientras que la relevancia empírica domina la especificación de corto plazo.

El método de estimación de las ecuaciones de producto, precios y tipo de cambio abarca tres etapas. Primero se comprueba el orden de integración de las series y se computa la ecuación de largo plazo con la metodología de cointegración de Johansen (1988). Una vez confirmada la existencia de una ecuación de cointegración, se sabe por el Teorema de Engle y Granger (1987) que existe un mecanismo de corrección de errores (MCE). En una segunda etapa, se estima el MCE para someterlo a la dinámica de corto plazo. Por último, se estima la ecuación de corto plazo con el método de lo general a lo específico (Hendry, 1995). Este método intenta replicar el

proceso generador de datos de la ecuación, partiendo de un esquema general que incluye *a priori* múltiples rezagos, los cuales van siendo eliminados según su nivel de significancia.<sup>98</sup>

Para las estimaciones de largo y de corto plazo se aplica una batería de pruebas de especificación y de diagnóstico, consistentes con el tratamiento de la econometría moderna al término de error (Gilbert y Qin, 1999). En esta concepción, el término de error contiene información relevante sobre el modelo y es interpretado como choque, no como residuo sin datos. Las pruebas aplicadas son: normalidad (Jarque y Bera, 1987), autocorrelación (Breusch y Pagan, 1980; Godfrey, 1988), heterocedasticidad (Engle, 1982) y cambio estructural (Brown, Durban y Evans, 1975). Una vez estimadas todas las ecuaciones y confirmada su significancia con la batería de pruebas, el modelo se estima simultáneamente por el método iterativo de Gauss-Seidel.<sup>99</sup>

Es preciso recordar que, en el período considerado, la RD se vio sacudida por varios eventos (crisis bancaria, reformas estructurales, desastres naturales, choques de política), con consecuencias económicas importantes. Esta ruptura estructural se manifiesta en los datos. Por esta razón, la estimación de la ecuación de largo plazo requirió pruebas de raíces unitarias con cambio estructural a las series de tiempo (Perron, 1989). Fue preciso incluir variables dicotómicas en algunas ecuaciones para obtener su correcta especificación.

## 2. La ecuación de precios

La ecuación de precios (2), segundo bloque del modelo, se estima con la metodología descrita para la ecuación del primer bloque, sujeta a las mismas pruebas de especificación y diagnóstico. Inicialmente se tenía la intención de estimar una ecuación de inflación basada en la Curva de Phillips, según los modelos del Banco de Inglaterra (Bank of England, 1999, 2000, 2005). Sin embargo, problemas de disponibilidad de datos llevaron a una especificación alternativa.

El nivel de precios se define con base a variables de la estructura de costos de las empresas. El establecimiento de precios por las empresas se asocia a los modelos macroeconómicos por el lado de la oferta, desarrollados en los años ochenta y noventa (Bardsen y otros., 2005, p. 7). Estos modelos se concentran en tres aspectos: a) el proceso de establecimiento de precios; b) la demanda laboral; y c) las decisiones de inversión. Dada la debilidad de las series del mercado laboral, el MMPE hace énfasis en el establecimiento de precios a través de los costos de las empresas.

El bloque de precios asume el supuesto de que hay una relación de largo plazo entre el nivel de precios y variables de los costos de las empresas, como productividad laboral, precio del petróleo y tipo de cambio. Otra variable que se espera tenga relación fuerte con los precios en el

---

<sup>98</sup> Esta metodología es básica para la econometría de la Escuela de Economía de Londres (LSE). Véase Gilbert (1989).

<sup>99</sup> Pauletto (1997) afirma que el método de Gauss-Seide realiza la solución con iteraciones de primer orden, pero que no siempre converge. Su convergencia depende, entre otras cosas, del orden establecido para las ecuaciones.

largo plazo es el agregado monetario. Los costos de las empresas son influidos directamente por la productividad, el precio del petróleo y el tipo de cambio mediante los componentes importados de los insumos de las empresas.<sup>100</sup> El agregado monetario afecta el nivel de precios, según la teoría monetarista, que explica la inflación como fenómeno monetario ante todo (Friedman, 1968).

La ecuación de los precios está representada por:

$$p_t = f(\text{prod}_t, s_t, m_t, \text{poilr}_t) \quad (2)$$

Donde:  $f_1 < 0$ ;  $f_2 > 0$ ;  $f_3 > 0$ ;  $f_4 > 0$

$p_t$  = índice de precios al consumidor;

$\text{prod}_t$  = productividad laboral;

$s_t$  = tipo de cambio nominal;

$m_t$  = agregado monetario.

Todas las variables están en minúsculas, lo que significa representación logarítmica. Se seleccionaron *proxies* para las siguientes variables teóricas: a) precios, IPC de RD; b) productividad laboral, cociente entre el PIB de RD y el número de ocupados; c) tipo de cambio nominal, tasa extra bancaria de fin de mes, medida en pesos por dólares; y d) agregado monetario, efectivo en poder del público o dinero en circulación. Estas variables fueron seleccionadas por estar disponibles y por ser aproximaciones adecuadas al comportamiento de las variables que representan.

### 3. Ecuación tipo de cambio

Las ecuaciones 3 y 4 corresponden al bloque de tipo de cambio y a la regla de política monetaria. La especificación de ambas ecuaciones está referida a la relación entre los agregados monetarios, las tasas de interés y el tipo de cambio en la RD.<sup>101</sup> Desde su fundación en 1947 hasta la apertura económica de los años noventas, el BCRD mantuvo control del tipo de cambio y de tasas de interés, restringiendo cualquier relación entre ambas variables.

A partir de la liberalización de las tasas de interés a principios de 1991, se inició un proceso de fortalecimiento gradual de la relación entre dinero, tasa de interés y tipo de cambio. El proceso alcanzó su punto máximo en la crisis bancaria de 2003, cuando una rápida expansión de los agregados monetarios desató fuertes presiones inflacionarias y cambiarias que provocaron un incremento sostenido de las tasas de interés. Durante la primera fase del esquema de metas, la política monetaria se concentró en reducir el exceso de liquidez generado por la crisis, lo que

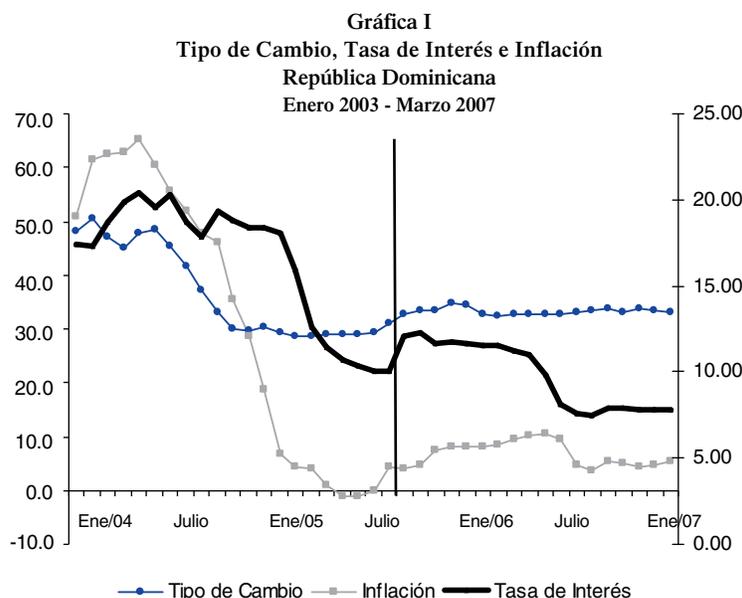
<sup>100</sup> Fuentes y Mendoza (2007) han mostrado que la influencia del tipo de cambio en los precios a través de los precios de las importaciones es importante en la RD.

<sup>101</sup> La relación entre tipo de cambio, dinero, inflación e ingreso ha sido estudiada por Sánchez-Fung (2006), que utiliza el método de información sobre las variables para hacer inferencias sobre su relación en el período 1950-2000.

permitió someter la inercia inflacionaria y lograr una reducción simultánea del tipo de cambio, la inflación y la tasa de interés a partir de la segunda mitad de 2004 (gráfica 1).

En países con mercados financieros incipientes, las expectativas inflacionarias se manifiestan vivamente en el mercado cambiario. El ajuste a la baja del tipo de cambio, la tasa de interés y la inflación en 2004 y 2005 se explica por este fenómeno. A partir de septiembre de 2005, la tasa de interés se mueve en sentido contrario a la inflación y al tipo de cambio, como sugiere la teoría. En cuanto a la relación tipo de cambio-inflación, se sigue manifestando un alto *pass-through*, aun bajo el nuevo régimen monetario, situación que ha llevado al BCRD a dejar abierta la posibilidad de intervenir en el mercado en situaciones de alta volatilidad (BCRD y otros., 2007, p. 2).

La relación observada entre inflación, tipo de cambio y tasa de interés fue determinante para escoger la especificación del tercer bloque. Como determinantes del tipo de cambio en una economía pequeña y abierta, se escogió una especificación en la que el tipo de cambio es función de los diferenciales internos y externos de inflación y de tasas de interés, así como del riesgo de los agentes en sus transacciones cambiarias.



El trasfondo teórico de la influencia de los diferenciales de precios y de tasas de interés en el tipo de cambio proviene de dos enfoques. Uno es el de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA), donde la tasa de cambio nominal entre dos monedas debe ser igual a la relación de los precios agregados entre los dos países (Taylor y Taylor, 2004). El otro es el de la Paridad Descubierta de Tasas de Interés (PDI), que asume que el diferencial de tasas de interés entre dos países es igual a las variaciones esperadas del tipo de cambio en promedio (Flood y Rose, 2002).

Varios estudios han fallado al verificar si la PPA se cumple en algunos países de América Latina (Arena y Tuesta, 1998; Lora y Orellana, 2000; Ferreyra y Herrada, 2003; y Murillo y otros., 2003). Éstos han identificado tres factores como causas de la falla de la PPA: a) existencia de un

sector de bienes no comercializables importante; b) diferencias en la medición de variables; y c) diferencias en gastos y tecnología.

En cuanto a la PDI, la evidencia empírica es heterogénea y está relacionada con el grado de desarrollo de los mercados de capitales y otros factores (Flood y Rose, 2002). En sistemas financieros más avanzados, la paridad descubierta de tasas de interés se cumple con mayor frecuencia. En países propensos a crisis, con alta volatilidad de la tasa de interés y el tipo de cambio, la PDI falla con frecuencia.

En cuanto a la variable para medir el riesgo cambiario como determinante del tipo de cambio nominal, la teoría sugiere utilizar cualquier relación que mida la cobertura de las reservas del Banco Central, bien para erogaciones externas (importaciones, deuda externa de corto plazo), bien para emisiones internas (oferta monetaria ampliada, M2). La ecuación (3) utiliza el inverso de la relación reservas/importaciones como aproximación al riesgo cambiario, aunque algunos autores sugieren que las relaciones reservas/M2 o reservas/deuda de corto plazo son mejores *proxies* (De Beaufort Wijnholds and Kapteyn, 2002). La decisión de medir el riesgo cambiario con el indicador tradicional (reservas/importaciones) está relacionada con la mayor confiabilidad de esta serie, en comparación con las series reservas/deuda, reservas/oferta monetaria.

La ecuación de largo plazo del tercer bloque es estimada con la relación representada en (3). La función muestra que la paridad descubierta de tasas de interés ( $i-i^*$ ), la paridad del poder de compra ( $p-p^*$ ) y el riesgo cambiario ( $risk_t$ ) definirían una sobre o una subvaluación del tipo de cambio. En el caso dominicano, la volatilidad del tipo de cambio por desvíos de las paridades o por aumento del riesgo cambiario podría orillar una intervención de la autoridad monetaria en el mercado.

$$s_t = f[(i - i^*)_t, (p - p^*)_t, risk_t] \quad (3)$$

Donde:  $f_1 < 0$ ;  $f_2 > 0$ ;  $f_3 > 0$ ;

$i$  = tasa de interés nominal;

$i^*$  = es la tasa de interés nominal de Estados Unidos.

$p^*$  = índice de precios de Estados Unidos.

$p$  = índice de precios de RD.

$risk_t$  = riesgo cambiario.

Para estimar la paridad de tasas de interés, se utilizaron la tasa de interés pasiva de RD a 90 días y la tasa *prime* de Estados Unidos como *proxies*, según propone la teoría. Para los precios se utilizaron los Índices de Precios al Consumidor (IPC) de cada país.<sup>102</sup> El riesgo cambiario se aproximó con el inverso de la relación reservas/importaciones. Como *proxy* de las reservas se utilizaron los activos internos brutos, los de importaciones y las cifras de balanza de pago del

<sup>102</sup> Esta primera versión del MMPE asume que, en el largo plazo, se cumple la teoría de la PPA. Esto implica que las expectativas de devaluación dependerían de las desviaciones de la PPA (Juselius, 1995). Una segunda versión del modelo endogeneizará las expectativas para incluir un elemento de adelanto.

BCRD. Como en los casos anteriores, las variables fueron seleccionadas por su disponibilidad y por ser consideradas aproximaciones adecuadas a su comportamiento.

#### 4. Regla de política monetaria

El cuarto y último bloque incluye una regla de política monetaria, donde la tasa de interés de política es función de varias brechas económicas (Taylor, 1993 y 2001; McCallum, 1988 y 2001). En nuestro modelo, la función de reacción o regla de política del Banco Central mira hacia atrás, es decir, su especificación no incorpora las expectativas de los agentes económicos. Esta variable es parte de la agenda de investigación futura del banco. En la versión actual, la regla de política monetaria presenta la tasa de interés nominal promedio de la banca múltiple como función de la misma tasa y de la brecha de inflación (ambas rezagadas un período) y como función de la variación del tipo de cambio real, donde un incremento es definido como depreciación.

Esta especificación es resultado de estimaciones previas. Inicialmente se estimó una regla doméstica con la brecha de inflación y la brecha de producto (Taylor, 1993). Una segunda estimación sustituyó la brecha del producto por la brecha del empleo (Olsen y otros., 2002) y calculó de nuevo la ecuación doméstica. Finalmente, se incorporó el tipo de cambio real a la ecuación de regla de política, como proponen Obsfeld y Rogoff (1995) y Taylor (2001).

En la literatura económica dominicana, la principal referencia de estas reglas es Sánchez-Fung (2005), quien estima una regla híbrida de política monetaria, basada en McCallum (1988) y Taylor (1993). Utiliza como variable dependiente el cambio en la base monetaria y como variables explicativas tres brechas: a) la brecha de producto; b) la brecha de inflación y c) la brecha de tipo de cambio nominal. El valor potencial de las dos primeras se estima con el filtro de Hodrick-Prescott (1997). La tercera brecha se computa como la diferencia entre el tipo de cambio nominal en el mercado oficial y en el mercado extrabancario. Esto es posible porque el autor trabaja con datos anuales para el período 1969-2000, años en que la diferencia cambiaría era importante. El MMPE la descartó por los cambios ocurridos por la adopción de la libre convertibilidad.

La regla de política monetaria utilizada en las simulaciones se resume en la siguiente función:

$$i_t = f[i_{t-1}, \Delta sr_t, (\pi - \pi^T)_{t-1}] \quad (4)$$

Donde:  $f_1 > 0$ ;  $f_2 > 0$ ;  $f_3 > 0$ ;

$i_{t-i}$  = tasa de interés nominal rezagada por  $i$  períodos.

$\Delta sr_t$  = variación en el tipo de cambio real.

$\pi - \pi^T$  = brecha de inflación.

Como aproximaciones de las variables de la estimación empírica se utilizan: a) la tasa de interés nominal pasiva a 90 días de la banca múltiple dominicana, según el BCRD; b) el índice de

tipo de cambio real efectivo, base 2000=100, calculado por el FMI;<sup>103</sup> c) la diferencia entre la tasa de inflación efectiva del IPC dominicano, medida por el BCRD, y su valor de tendencia calculado con el filtro Hodrick Prescott (1997).

La utilización del tipo de cambio real como un determinante de la regla de política monetaria sigue la orientación de Galindo y Catalán (2005). La variable es introducida para recoger información sobre la reacción de la autoridad monetaria dominicana ante desviaciones del tipo de cambio. Esto es consistente con el esquema de política monetaria descrito anteriormente.

Para estimar la ecuación (4) y demás reglas alternativas se utilizó el método generalizado de momentos (GMM) (Hansen, 1982; Wooldridge, 2001). El GMM puede incluir estimadores obtenidos por distintas metodologías: mínimos cuadrados ordinarios (MCO), variables instrumentales, mínimos cuadrados en dos etapas y modelos de regresión no lineal, entre otros (Greene, 1993, pp. 370-81).

En las series de tiempo, la estimación de los parámetros del GMM incluye listar una serie de variables instrumentales no correlacionadas con el término de error (Wooldridge, 2001). En la siguiente sección, al tratar las reglas monetarias, se entrará al detalle de las variables instrumentales y de las pruebas del GMM.

## IV. RESULTADOS

### 1. La ecuación de producto

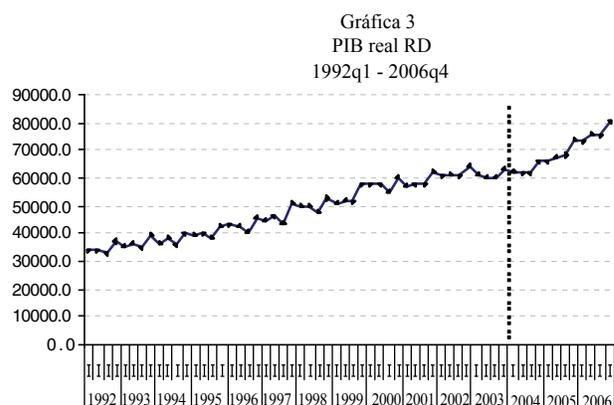
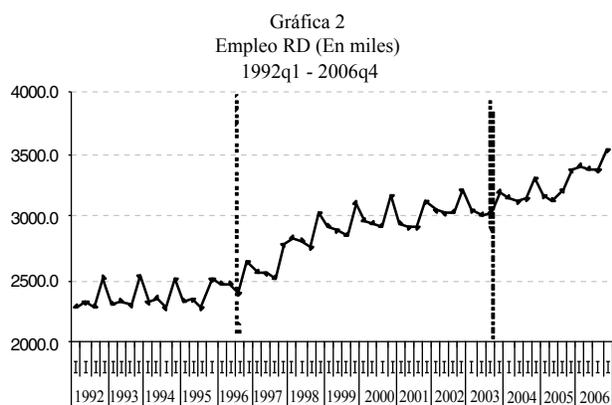
En una primera etapa, las ecuaciones se estimaron una por una, con datos trimestrales de 1992(1) a 2006(4), previamente sometidos a las pruebas de raíces unitarias. Los resultados se presentan en el cuadro A-1 del Apéndice. Las tres columnas bajo el título ADF presentan los resultados de la prueba aumentada de Dickey-Fuller (1981). El modelo A contiene la prueba ADF, incluyendo constante y tendencia. El modelo B incluye sólo la constante. El modelo C realiza la prueba de ADF sin constante y sin tendencia. La segunda prueba presentada en el cuadro A-1 es la PP o Phillips-Perron (1988), para la que los modelos A, B y C aplican con igual interpretación que en la prueba ADF. Por último, la tercera prueba, la KPSS (Kwiatkowsky y otros., 1992), se presenta en versión con constante y tendencia y versión con sólo constante.

Todas las pruebas se aplican a cada variable de la ecuación de producto en niveles, primera y segunda diferencia. La hipótesis nula en las dos primeras pruebas afirma que existe una raíz unitaria, mientras que la tercera prueba afirma lo contrario. Los rezagos para cada una de las estimaciones fueron escogidos según el criterio de información de Schwarz (1978).

---

<sup>103</sup> El índice base 2000 del FMI define un incremento del tipo de cambio real como apreciación. En este trabajo, sin embargo, para conveniencia de exposición, se utiliza el inverso del índice y, por tanto, un aumento se interpreta como depreciación real.

La prueba ADF muestra que el PIB real ( $y_t$ ) está en sus niveles y que tiene raíz unitaria. Al 5% de significancia,  $y_t$  sería I(2). Las pruebas PP y la KPSS, sin embargo, señalan que el PIB real dominicano es I(1) con un 5% de significancia, al menos alrededor de una constante, y sin constante y sin tendencia. Si el nivel de significancia aumenta a 10%, todas las pruebas muestran que el PIB real es una serie integrada de orden I. En el caso del PIB real de Estados Unidos ( $y_t^*$ ), todas las pruebas, salvo la ADF sin constante y sin tendencia, señalan que la serie es I(1), igual que el precio relativo del petróleo y el excedente del salario por encima del nivel de productividad, de acuerdo con las tres pruebas. La tasa de interés real, por último, es una serie integrada de orden 1 en los tres modelos estimados con la prueba de PP. Sin embargo, al 5% de significancia, todos los modelos de las pruebas ADF y KPSS indican que la serie es I(0).<sup>104</sup>



Dados estos resultados, el orden de integración de las variables  $y_t^*$ ,  $\text{poilr}_t$  y  $\text{wprod}_t$  es I(1) al 5% de significancia. Existen dudas, sin embargo, sobre el orden de integración de las variables  $y_t$  y  $R_t$ . Algunas pruebas sugieren que podría ser I(2). Algo similar ocurre con la variable empleo ( $e_t$ ) ante las pruebas de raíces unitarias aplicadas a sus componentes y nivel de productividad. Tanto en el caso de  $y_t$  como en el caso de  $e_t$ , las series presentan saltos asociados a una ruptura estructural (gráficas 2 y 3). Como ha comprobado Perron (1989), una ruptura estructural que modifique la pendiente o la confluencia de una serie de tiempo, puede generar resultados errados de las pruebas aumentadas de Dickey Fuller.

Estimar un vector de cointegración con series de diferente orden de integración puede generar inestabilidad en los parámetros (Hansen y Johansen, 1999). Para evitarlo, antes de estimar la ecuación de largo plazo se aplicaron las pruebas de raíces unitarias con cambio estructural de Zivot y Andrews (1992) y Perron (1997) a las series de empleo y PIB real.

Los resultados se presentan en los cuadros A-5, A-6, A-7 y A-8 del Anexo. En general, los resultados son débiles, lo que podría atribuirse a que los cambios estructurales de importancia (en la serie del PIB) aparecen al final de la muestra, donde las pruebas pierden agudeza. La

<sup>104</sup> Desde el punto de vista teórico, la tasa de interés real debería ser I(0), pues de lo contrario sería cada vez mayor con el tiempo.

prueba de Perron (1997) indica que el empleo sería I(1) si se tomaran en cuenta rupturas estructurales asociadas a la crisis bancaria de 2003. La prueba de Zivot y Andrews (1992) arroja un estadístico muy cercano al valor crítico al 10% para el PIB. Una vez más, si se tiene en cuenta el año de la crisis, 2003, como hito de posible ruptura estructural, el PIB dominicano sería I(1) al 10% de significancia.

Luego de realizar estas pruebas se procedió a estimar la ecuación de largo plazo, utilizando la metodología de Johansen (1988), que estima los vectores de cointegración sin imponer un vector único *ex ante*. Esto así porque la metodología parte de una estimación de vectores autorregresivos (Sims, 1980), donde todas las variables se determinan dentro del modelo. Para el caso del modelo VAR de la ecuación del producto de largo plazo, se escogió un número de rezagos de 6. Schwarz (1978), Akaike (1974, 1976) y Hannan-Quinn (1979) sugieren que el nivel de rezago óptimo para realizar la estimación de cointegración sería 8. Sin embargo, dado que la muestra resulta muy breve para estimar la ecuación de largo plazo, en la ecuación de cointegración se utilizaron 6 rezagos. El cuadro siguiente reporta los resultados.

Cuadro 1.  
Prueba de cointegración del procedimiento de Johansen  
Ecuación del producto

Valores Característicos	H <sub>0</sub> : r	Traza (calculado)	Traza 95% (tablas)
0.806	0	175.585*	69.819
0.644	1	95.119*	47.856
0.540	2	44.529*	29.797
0.100	3	6.437	15.495
0.025	4	1.256	3.841

Nota: (\*) rechazo de la hipótesis nula. Periodo 1994(4)-2006(4).  
Número de rezagos utilizados en el VAR = 6.

La prueba de traza indica la existencia de tres vectores de cointegración. Esto podría sugerir un problema de identificación, donde una combinación de vectores también podría ser una solución. No obstante, se opta por el vector de cointegración asociado a la raíz característica máxima porque hace posible identificar una relación de largo plazo entre el PIB real, el PIB de Estados Unidos, la tasa de interés real, los precios relativos del petróleo y el salario no productivo. La ecuación 5 contiene los coeficientes normalizados de la ecuación de cointegración.

$$y_t = 1.52y_t^* - 0.22poilr_t - 0.04wprod_t - 0.005R_t \quad (5)$$

En términos generales, los signos son los esperados. El PIB real de Estados Unidos afecta positivamente al PIB real de RD. Aumentos de la tasa de interés real, del precio relativo del petróleo o del excedente del salario sobre el nivel de productividad, generan una caída del PIB. La elasticidad del coeficiente del PIB de Estados Unidos es mayor a 1, lo que indica que su

expansión económica generará un incremento más que proporcional en la economía de RD. Dado los vínculos estrechos entre ambas economías, cualquier coeficiente mayor que 1 es aceptable.<sup>105</sup> El coeficiente de 0,22 del precio relativo del petróleo indica que aumentos de 10% en esta variable reducen el producto doméstico en 2,2%.

En el caso de la tasa de interés real, es preciso recordar que el coeficiente obtenido representa una semi-elasticidad, por lo que la sensibilidad del PIB real a esta variable es más alta de lo que parece. Un incremento de 1% de la tasa de interés real generaría una caída de aproximadamente 0,5 puntos porcentuales del PIB. Por último, un aumento del salario por encima del nivel de productividad de 10%, causaría una caída de 0,4% en el PIB real. La ecuación cumple con las pruebas estadísticas, salvo la de normalidad, algo frecuente en los datos dominicanos del período, por los valores extremos producto de la crisis económica.

El siguiente paso es expresar la ecuación (5) como mecanismo de corrección de errores (Engle y Granger, 1987) para incluirla en la estimación de corto plazo. Como se explicó en la sección 4, la ecuación (6), que representa la dinámica de corto plazo del producto, se obtiene por el método de lo general a lo específico (Hendry, 1995). La ecuación de corto plazo muestra que los desequilibrios del crecimiento del PIB real se corrigen en alrededor de diez períodos.

$$\begin{aligned} \Delta y_t = & 0.393 - 0.120 \Delta y_{t-1} + 0.745 \Delta y^*_{t-4} - 0.005 \Delta I_t - 0.003 \Delta I_{t-1} - 0.003 \Delta I_{t-4} - 0.134 \Delta w_{prod}_t \\ & (2.62) \quad (-1.97) \quad (11.95) \quad (-2.99) \quad (-1.85) \quad (-1.84) \quad (-2.97) \\ & + 0.080 \Delta y^*_{t-2} - 0.098 ecm_{t-1} - 0.038 d962 - 0.040 d984 + 0.045 d033 \quad (6) \\ & (1.90) \quad (-2.65) \quad (-1.92) \quad (-1.96) \quad (1.89) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.91 \quad RSS = 0.02 \quad DW = 2.38$$

**Autocorrelación: LM:** F(4,39) = 1.21[0.32]

**Heterocedasticidad: ARCH:** F(4,46) = 0.58[0.68]

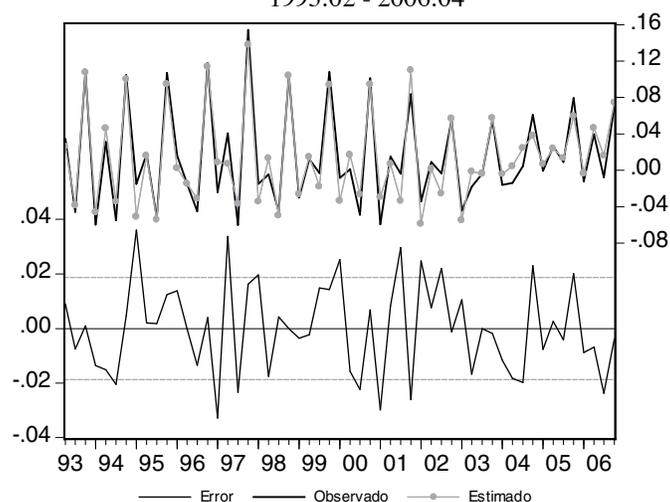
**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 1.16[0.56]$

Skewness: 0.13      Kurtosis: 2.35

Otros detalles interesantes de la interpretación de la ecuación (6) son: a) un parámetro significativo para el crecimiento rezagado de 1 y 4 períodos indica persistencia del crecimiento dominicano; b) el precio relativo del petróleo no es determinante de corto plazo del PIB real; c) la tasa de interés real no influye en el corto plazo, pero la tasa de interés nominal sí, en forma determinante, con su valor actual y sus valores rezagados de 1 y 4 períodos; d) por último, el PIB de Estados Unidos es relevante en el corto y en el largo plazos, con un impacto más que proporcional sobre el PIB real dominicano.

<sup>105</sup> Más de 70% de las exportaciones dominicanas tiene destino final en Estados Unidos, también segundo proveedor de remesas para RD.

Gráfica 4  
Valores observados y estimados de  $\Delta y_t$   
1993:02 - 2006:04



La gráfica 4 muestra que la ecuación de producto de corto plazo replica con exactitud el proceso generador de datos. Las rupturas estructurales de las series llevaron a incluir tres variables dicotómicas en la estimación de corto plazo. En el segundo trimestre de 1996 se incorpora una variable *dummy* para eliminar los efectos de un proceso electoral controvertido en el PIB. En el cuarto trimestre de 1998 se incluye una variable dicotómica para eliminar el efecto del huracán George. La tercera variable dicotómica se incorpora en el tercer trimestre de 2003 para recoger el efecto de la crisis bancaria. Con estas variables, las pruebas de diagnóstico resultan satisfactorias y los errores se distribuyen normalmente.

## 2. La ecuación de precios

Los resultados de las pruebas de raíz unitaria para la ecuación de precios siguen la presentación de la ecuación de producto. El cuadro A-2 del Apéndice muestra que no se puede rechazar la hipótesis nula de existencia de raíz unitaria en las series según las pruebas ADF y PP. En la prueba KPSS se rechaza la hipótesis nula para todas las variables, salvo la del precio del petróleo, que se incluye como medición de precios relativos. Esto indica que, en términos generales, existe una raíz unitaria en niveles. Las series a ser utilizadas en la estimación de la ecuación (2) son  $I(1)$ . Por tanto, se puede estimar un vector de cointegración sin riesgo de generar inestabilidad en los parámetros.

Los resultados de la prueba de cointegración de Johansen (1988) para la ecuación de precios se resumen en el cuadro 2. El modelo VAR fue estimado con 4 rezagos, decisión justificada por el criterio de información de prueba estadística de secuencia modificada LR.

Cuadro 2.  
Prueba de cointegración, procedimiento de Johansen  
Ecuación de precios

Valores Característicos	H <sub>0</sub> : r	Traza (calculado)	Traza 95 % (tablas)
0.488	0	106.69*	76.97
0.469	1	69.86*	54.08
0.269	2	35.04	35.19
0.189	3	17.76	20.26
0.107	4	6.250	9.165

Nota: (\*) rechazo de la hipótesis nula. Periodo 1993(2)-2006(4).  
Número de rezagos utilizados en el VAR = 4.

Según la prueba de la traza, la hipótesis de que existen dos vectores de cointegración como máximo no es rechazada, indicando la existencia de una función de precios en el largo plazo. La posible existencia de más de un vector de cointegración indicaría la presencia de otra relación de largo plazo, además de la de precios. La ecuación de largo plazo dada por el vector normalizado es:

$$p_t = -0.839 - 0.36 \text{prod}_t + 0.63s_t + 0.521m_t + 0.06 \text{poil}_t \quad (7)$$

Los resultados de la ecuación de cointegración muestran que los signos son los esperados. El tipo de cambio nominal, el indicador de precios relativos y el agregado monetario afectan positivamente al nivel de precios. La productividad, en cambio, lo impacta en forma negativa. Destaca el alto traspaso del tipo de cambio a los precios en el largo plazo. El coeficiente *pass-through* es 0,63, lo que indica que un incremento de 1% en el tipo de cambio nominal se traduce en un aumento de 0,63% del nivel de precios. Las elasticidades del efectivo en poder del público, la productividad y los precios del petróleo en términos relativos son 0,52, 0,36 y 0,06, respectivamente.

En el caso del efectivo en poder del público, el coeficiente indica que en el largo plazo sigue habiendo relación entre agregados monetarios y precios, lo que justifica la estrategia de metas monetarias para RD. Sánchez-Fung y Carruth, 2000 y Fuentes, 2006 habían medido la relación dinero-precios con agregados monetarios más amplios, como M1 y M2. Estos agregados fueron utilizados en algunas estimaciones preliminares del MMPE, y no resultaron significativos, lo que sugiere que la relación dinero-precios en RD comienza a mostrar signos de deterioro gradual.

La elasticidad de la productividad laboral indica que un aumento de 1% en el nivel de productividad —medido como relación PIB/empleo— reduce el nivel de precios en 0,36%. La intuición sugiere que una mayor productividad laboral permite a las empresas reducir costos y, así, bajar los precios. La elasticidad del indicador de precios relativos (que incluye precios del petróleo) es significativa: un aumento de 10% del precio del petróleo en relación con los bienes de la canasta del IPC genera un aumento de 0,6% en la inflación.

En resumen, la ecuación de precios de largo plazo cumple los criterios estadísticos, salvo la prueba de normalidad conjunta. Es decir, la ecuación de largo plazo pasa las pruebas de autocorrelación y heterocedasticidad, pero la prueba estadística Jarque-Bera muestra que los errores no se distribuyen normalmente. Este resultado, sin embargo, está sesgado por los valores extremos relacionados con el efecto de la crisis bancaria el primer trimestre de 2004.

$$\Delta p_t = \underset{(2.25)}{155} \Delta p_{t-3} + \underset{(8.88)}{0.282} \Delta s_t - \underset{(-2.71)}{0.047} \Delta poilr_t + \underset{(4.12)}{0.08} \Delta poilr_{t-1} - \underset{(-2.91)}{0.06} \Delta poilr_{t-2} + \underset{(1.82)}{0.03} \Delta poilr_{t-3} + \underset{(4.60)}{0.065} m_t - \underset{(-3.33)}{0.044} m_{t-2} - \underset{(-6.92)}{0.160} ecm_{t-1} + \underset{(2.39)}{0.031} d984 + \underset{(4.59)}{0.070} d041 \quad (8)$$

El mecanismo de corrección de errores (MCE) construido a partir de la ecuación (7) se incluye en la ecuación de corto plazo, representada por (8):

$$R^2 = 0.91 \quad RSS = 0.012 \quad DW = 2.03$$

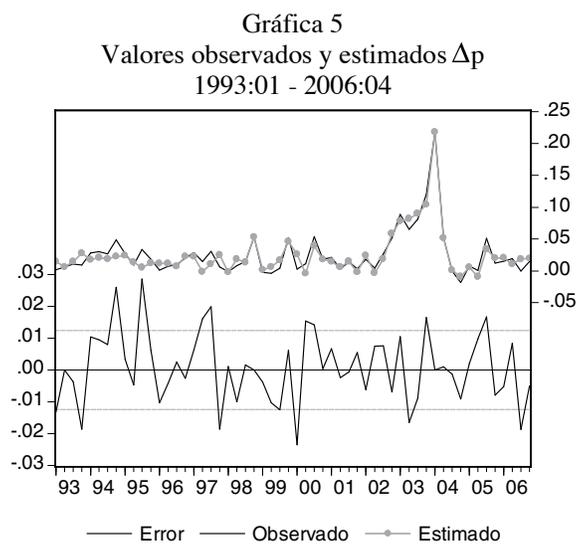
**Autocorrelación: LM(4):** F(4,41) = 1.28[0.294]

**Heterocedasticidad: ARCH(4):** F(4,46) = 0.30[0.87]

**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 0.29[0.87]$

Skewness: 0.16      Kurtosis: 2.86

El coeficiente del MCE en la ecuación (8) es altamente significativo e indica que los precios retornan a su senda de largo plazo en aproximadamente seis trimestres. El ajuste de la ecuación es bueno, según la gráfica 5, lo cual es confirmado por el alto coeficiente de determinación, 0,80.



La dinámica de la inflación en el corto plazo depende de la inflación rezagada tres trimestres y de la devaluación contemporánea, además de la influencia del crecimiento del efectivo en poder del público contemporáneo y rezagado dos períodos y el crecimiento de los precios del petróleo deflactados por el nivel de precios, contemporáneo y rezagado uno, dos y tres períodos. La ecuación de corto plazo incluye dos variables dicotómicas. La primera,  $d984$ , elimina el impacto del cambio estructural generado por el huracán George. La segunda,  $d041$ , se aplica a la ruptura generada por la crisis bancaria en el primer trimestre de 2004. Las pruebas de diagnóstico del modelo de corrección de errores indican que los residuos se comportan con una distribución de probabilidad normal, libres de autocorrelación y de heteroscedasticidad.

### 3. La ecuación de tipo de cambio

Los resultados de las pruebas de raíces unitarias para las variables tipo de cambio nominal ( $s$ ), diferencial de precios externos e internos ( $p-p^*$ ), diferencial de tasas de interés pasivas ( $i-i^*$ ) y riesgo cambiario (*risk*), se presentan en el cuadro A-3 del Anexo. El esquema es similar al utilizado en las ecuaciones de producto y precios. Los resultados de las pruebas ADF, PP y KPSS muestran que las series tienen raíz unitaria en niveles y no en primera diferencia, por lo que su orden de integración es  $I(1)$ . Por tanto, se puede esperar al menos un vector de cointegración entre las variables.

De nuevo se sigue la metodología de Johansen (1988), ahora con un VAR con ocho rezagos, consistente con los resultados arrojados por los criterios de información LR y Akaike. El cuadro 3 contiene los resultados. En el caso de la ecuación de tipo de cambio, la prueba de la traza identifica la presencia de dos vectores de cointegración, mostrando que es posible identificar al menos una relación estable en el tiempo entre el tipo de cambio nominal, el diferencial de precios y el diferencial de tasas de interés. La posible existencia de más de un vector de cointegración indicaría la presencia de otra relación de largo plazo, además de la de tipo de cambio. Los resultados del cuadro 3 comprueban la existencia de la versión relativa de la PPA y de la PDI de manera conjunta en el largo plazo.

Cuadro 3.  
Prueba de cointegración, procedimiento de Johansen  
Ecuación de tipo de cambio

Valores Característicos	$H_0: r$	Traza (calculado)	Traza 95 % (tablas)
0.613	0	83.98*	47.86
0.393	1	35.54*	29.797
0.169	2	10.097	15.49
0.125	3	0.6423	3.841

Nota: (\*) rechazo de la hipótesis nula. Período 1994(2)-2006(4).  
Número de rezagos utilizados en el VAR =8.

La ecuación (9) representa los coeficientes normalizados del vector de cointegración de la ecuación de tipo de cambio:

$$s_t = 0.906 (p_t - p_t^*) + 0.177 (i - i_t^*) + 0.205 risk_t \quad (9)$$

El tipo de cambio mantiene una relación positiva de largo plazo con los diferenciales de precios y de tasas de interés y con el riesgo cambiario. El signo del coeficiente del diferencial de tasas de interés es positivo, lo que contradice la teoría económica. El coeficiente del diferencial de tasas indica que un aumento de 1% de la tasa de interés doméstica sobre la tasa de interés externa incrementaría 0,177% el tipo de cambio. Este rompecabezas de la relación tasa de interés-tipo de cambio en RD ha sido notado por otros autores (Williams, 2001; Prazmowsky 2004).

Los resultados del diferencial de precios también tienen precedentes en la literatura económica dominicana. Sánchez-Fung (1999) utiliza las técnicas de cointegración de Johansen (1988) y Engle y Granger (1987) para probar la eficiencia del tipo de cambio del mercado extra bancario dominicano. Su estimación asume la hipótesis de la PPA y encuentra cointegración entre el tipo de cambio nominal extrabancario y el diferencial del IPC de RD y el IPP de Estados Unidos. Su coeficiente de largo plazo es 0,90, similar al nuestro, ecuación (9). Sánchez-Fung y Prazmowski (2004) explican las expectativas de tipo de cambio con un modelo de los mercados de bienes y capital con PPA, PDI y una variable aleatoria. Un de sus hallazgos es que las desviaciones de la PPA y de la PDI son significativas en la explicación de las expectativas del tipo de cambio con coeficientes de 0,19 y 1,02, respectivamente.

El coeficiente de la relación importaciones/reservas, utilizado como *proxy* del riesgo cambiario, se estimó en 0,205, indicando que la acumulación de reservas del BCRD es importante como mecanismo de reducción del riesgo cambiario. Un incremento de la relación importaciones/reservas de una unidad genera un aumento de 0,205 unidades en el tipo de cambio.

Con los resultados de la ecuación (9) se estimó el modelo de corrección de errores de corto plazo representado en (10). Este modelo cumple satisfactoriamente las propiedades estadísticas, ya que rechaza la presencia de autocorrelación y heteroscedasticidad en los errores. La prueba de normalidad, sin embargo, muestra que los errores no se distribuyen normalmente. Este resultado se debe al cambio estructural precipitado por la crisis bancaria. Si se incorpora una variable dicotómica que recoja el efecto de esta crisis el primer trimestre de 2004, los errores siguen una distribución de probabilidad normal.

$$\begin{aligned} \Delta s_t = & 0.07 + 0.326 \Delta s_{t-1} - 0.112 \Delta s_{t-3} + 0.04 \Delta risk_{t-3} - 0.06 \Delta risk_{t-4} + 1.14 \Delta(p - p^*)_{t-1} \\ & (2.02) \quad (4.23) \quad (-1.55) \quad (1.88) \quad (-2.73) \quad (7.24) \\ & - 0.922 \Delta(p - p^*)_{t-2} + 0.06 \Delta m_{t-2} - 0.08 ecm_{t-1} + 0.199d032 \\ & (-5.87) \quad (1.90) \quad (-1.95) \quad (5.93) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.86 \quad RSS = 0.03 \quad DW = 3.2$$

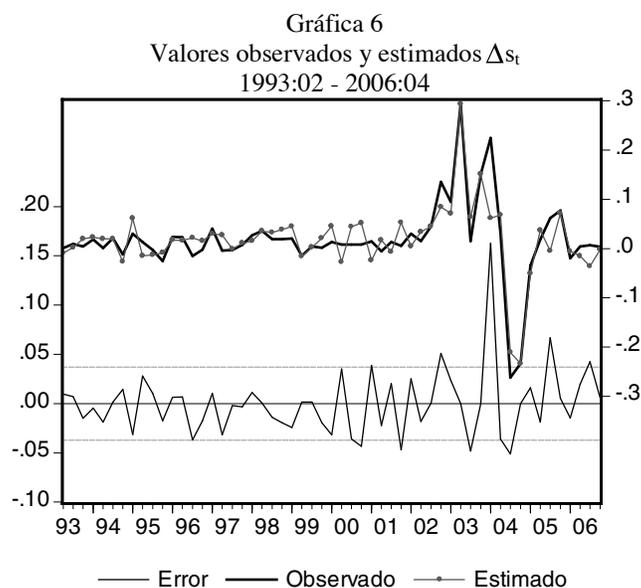
**Autocorrelación: LM(4):**  $F(4,41) = 1.05[0.39]$

**Heterocedasticidad: ARCH(4):**  $F(4,46) = 1.54[0.20]$

**Prueba de Normalidad:**  $\chi^2(2) = 0.14[0.92]$

Skewness: 0.12      Kurtosis: 2.89

El modelo es una buena representación del comportamiento del tipo de cambio observado (gráfica 6). La significancia estadística del coeficiente asociado al rezago de un trimestre del tipo de cambio muestra persistencia en el período. El mecanismo de corrección de errores (ECM) es estadísticamente significativo e indica que el 23,3% del desequilibrio es corregido en tres meses.



#### 4. La ecuación de regla de política

Las pruebas de raíz unitaria de la ecuación de la regla de política aparecen en el cuadro A-4 del Anexo. Las variables incluidas en la estimación por el método generalizado de momentos son  $I(0)$ , según la prueba ADF. Se incluyen la primera y la segunda diferencia de la brecha de inflación, la brecha de producto, la brecha de empleo y la variación del tipo de cambio real, estas tres últimas en niveles. Las estimaciones de PP confirman estos hallazgos en al menos uno de los modelos aplicados (tendencia e intercepción; intercepción; sin tendencia y sin intercepción). Los resultados indican que las series pueden ser utilizadas con el método generalizado de momentos (Hansen, 1982; Hansen y Singleton, 1982).

Cuadro 4. Valores de la Regla de Taylor  
Método Generalizado de los Momentos  
1993:02- 2006:04

Variables	Ecuaciones		
	(11)	(12)*	(13)*
C			0.581 [5.10]
$\Delta \text{GAP} \pi_t$	0.964 [3.01]	0.641 [2.495]	
$\Delta \text{GAP} \pi_{t-1}$			0.530 [1.77]
$\text{GAP} Y_t$	1.214 [4.77]		
$R_{t-1}$	1.000 [292.13]	0.998 [211.53]	0.790 [18.93]
$\Delta \text{SR}_t$			0.504 [-2.11]
$\text{Gap} u_t$		-0.586 [-2.76]	
Dum052	-0.574 [-11.74]	0.589 [-9.32]	-0.408 [-2.86]
R-squared	0.77	0.65	0.74
Hansen's J-test	$X^2(12)=$ 7.70(0.81)	$X^2(13)=$ 7.59(0.82)	$X^2(11)=$ 6.32(0.90)

\*las variables instrumentales incluyen cuatro rezagos del tipo de interés, de la brecha de precios, de la brecha del desempleo y del tipo de cambio. Los valores entre corchetes corresponden a los p-valores.

En la práctica se estimaron tres posibles funciones de reacción o reglas de política. Las variables instrumentales de la estimación incluyen valores pasados de las variables explicativas (brecha de inflación, brecha producto o brecha de desempleo, variación del tipo de cambio real) y de la variable dependiente (tasa de interés pasiva). Las tres reglas se resumen en el cuadro 4.

La primera regla muestra un esquema tipo Taylor (1993) que explica cómo reacciona la autoridad monetaria ante cambios en la brecha de inflación y la brecha de producto. Los resultados de la ecuación (11) del cuadro 4 muestran que reacciona más ante aumentos de la brecha del producto que ante aumentos de la brecha de precios. Esto parece contradecir la estrategia actual de política monetaria. La prueba de Johansen confirma que las restricciones impuestas en el GMM son válidas. Nótese que la ecuación (11) contiene una variable dicotómica para el segundo trimestre de 2005, cuando entra en vigencia la estrategia de metas monetarias.

El resultado de la ecuación (11) del cuadro 4 podría deberse a varias razones. Olsen y otros (2002, pp. 372-73) aducen varias razones por las cuales la brecha del producto presenta desventajas como regla monetaria *vis a vis* la brecha del desempleo. Una desventaja es el muy largo rezago de los datos de producto en las cuentas nacionales y que éstos se mantengan como preliminares mucho tiempo. El rezago de la información del mercado laboral es menor, pero rara vez es corregida.

Considerando estos factores, en la ecuación (12) del cuadro 4 se usó una segunda regla, la brecha del empleo, en vez de la brecha del producto. Cabe recordar que las tendencias de inflación, producto y empleo se estimaron con el filtro de Hodrick Prescott (1997). Una vez más, la segunda ecuación muestra una prueba Johansen que justifica el uso de las restricciones descritas. La regla sugiere que la autoridad monetaria reacciona igual antes las brechas de

desempleo y de inflación en el período considerado. Esto es más consistente con la práctica política que el primer resultado.

Para verificar si la autoridad monetaria también reacciona a eventos de origen externo, fueron incorporados a la ecuación de regla los cambios del tipo de cambio real (depreciación) en el período actual. El resultado de la última columna del cuadro 4 muestra un parámetro negativo de 0,504 para las variaciones del tipo de cambio real, consistente con la teoría. Según el resultado, el blanco principal de la autoridad es la inflación, si bien toma en cuenta los desvíos del tipo de cambio real, como ya se explicó. La brecha del producto y la brecha del empleo no resultaron significativas.

Esta última regla de política es la utilizada en las simulaciones del MMPE por representar de la mejor manera la reacción de la autoridad ante los eventos económicos en la actualidad. La gráfica 7 muestra el ajuste entre los valores observados y los estimados de la regla.



## V. SIMULACIONES

Este apartado pone a prueba la capacidad del modelo de hacer pronósticos efectivos hasta un horizonte de ocho trimestres (2 años) y evaluar consistentemente el impacto de medidas alternativas de política. Primero se hacen pronósticos de las variables endógenas para los años 2007 y 2008 con objeto de crear un escenario base. Una vez hecho esto, se evalúa el impacto de choques externos, como aumentos de los precios del petróleo, caídas del PIB y de la tasa de interés de Estados Unidos y choques domésticos, como una expansión excesiva del agregado monetario.

El MMPE contiene 29 ecuaciones y 49 variables, 17 de ellas exógenas. Para establecer un escenario base es necesario estimar la senda de comportamiento de las variables exógenas. Entre ellas se incluyen ocho variables dicotómicas que recogen los efectos de cambios estructurales en las series de las diferentes ecuaciones. En el escenario base, las variables dicotómicas asumen valor cero. La senda de comportamiento de las variables exógenas restantes se presenta en el cuadro 5.

Cuadro 5  
Modelo MMPE  
Supuestos del pronóstico escenario base  
2006 – 2008

Variables exógenas	Formas de estimación	Tasa de cambio anualizada		
		2006	2007	2008
$\Delta y_t^*$	PIB EEUU ( $\Delta\%$ )	3.4%	2.8%	3.2%
$i_t^*$	Tasa prime EEUU	5.2%	5.4%	5.2%
$\Delta p_t^*$	Inflación de EEUU	3.2%	2.5%	2.4%
$\Delta POIL_t$	Índice de energía FMI ( $\Delta\%$ )	11.9%	(3.1%)	3.9%
$\Delta SR_t$	Tasa de cambio real imf ( $\Delta\%$ )	(6.3%)	(3.1%)	(3.0%)
$\Delta PROD_t$	Productividad laboral ( $\Delta\%$ )	4.2%	2.4%	-0.5%
$\Delta M_t$	Efectivo en poder del público ( $\Delta\%$ )	18.1%	14.2%	7.8%
$\Delta RISK_t$	Importaciones/AIB ( $\Delta\%$ )	(21.4%)	52.8%	36.8%
$\Delta W_t$	Salario mínimo ( $\Delta\%$ )	0.8	10.5%	1.7%

El comportamiento esperado de la economía de Estados Unidos para los años 2007 y 2008 se basó en inferencias. La senda del comportamiento del PIB de ese país, clave para determinar el bloque de producto, proviene del *World Economic Outlook*, a septiembre de 2006, FMI. Se espera que para 2007 y 2008 el PIB real de Estados Unidos crezca 2,8% y 3,2%. Suponiendo esta tasa de crecimiento, se infirió que a principios de 2007 la tasa *prime* de ese país subiría ligeramente, cerrando el año con un incremento de 17 puntos básicos, que se revertiría en 2008, al bajar 20 puntos básicos. La otra variable exógena de Estados Unidos es el comportamiento del IPC. El escenario base asume que la inflación de Estados Unidos sería 2,5% en 2007 y 2,4% en 2008.

Otras variables exógenas que influyen los resultados del modelo son el precio del petróleo, medido por un índice de energía, y el tipo de cambio real, calculado con un índice real, base 2000, ambos del FMI. El índice de energía fue proyectado considerando la tasa de crecimiento del precio del petróleo esperada para 2007 por el BCRD. El tipo de cambio real promedio se calculó con un modelo AR de orden 4 que arrojó una reducción promedio alrededor de 3,0% los dos años del pronóstico.

Para estimar la senda de comportamiento de las variables productividad laboral, efectivo en poder del público y relación importaciones/activos internacionales brutos (riesgos), se utilizaron técnicas de serie de tiempo. La productividad laboral fue computada con un modelo AR de orden 2. El efectivo en poder del público y el riesgo cambiario se proyectaron con un modelo AR(1). En el primer caso se incorporó una variable de ajuste estacional. En cuanto al salario nominal, se asumió un aumento de 10,5% en 2007 y otro de 1,7% en 2008, a juzgar por las negociaciones salariales realizadas a principios de 2007. Los resultados se resumen en el cuadro 5.

Con estos supuestos se corrió el modelo junto con el método iterativo de Gauss-Seidel (Pauletto, 1997). El modelo itera hasta obtener proyecciones de cuatro variables clave: PIB real, tasa de inflación, tipo de cambio nominal y tasa de interés pasiva de RD. Los resultados se presentan en el cuadro 6.

Cuadro 6  
Modelo MMPE  
Pronóstico escenario base  
2006 - 2008

Variables endógenas	Forma de estimación	Tasa de cambio anualizada		
		2006	2007	2008
$\Delta y_t$	PIB real RD	10.2%	5.8%	4.5%
$\Delta p_t$	IPC según BCRD	4.9%	7.2%	10.0%
$S_t$	Tipo de cambio nominal	RD\$33.23/USD	RD\$34.37/USD	RD\$37.5/USD
$I_{pasiva}$	Tasa pasiva	9.5%	10.4%	13.0%

En el caso del PIB real, al cierre de 2006, el MMPE pronostica un crecimiento de 5,8% para 2007 y de 4,5% para 2008. El escenario base del modelo proyecta una inflación de 7,2% para 2007, un punto porcentual más que la parte alta del rango establecido en el Acuerdo Stand-by con el FMI, vigente entonces. Para el cierre de 2008, la proyección es una aceleración de la inflación a 10,0%. Se pronostican también incrementos moderados de la tasa de interés pasiva y del tipo de cambio nominal para 2007 y 2008. Veamos cómo cambia este escenario base ante diferentes choques externos e internos.

## 1. Choque al agregado monetario

RD mantiene una estrategia de política monetaria basada en metas. Bajo este esquema, la autoridad monetaria realiza operaciones de mercado abierto para alcanzar un cierto nivel de agregados monetarios y así mantener la inflación en el rango establecido. Dada esta estrategia, la primera simulación consistió en evaluar el impacto de un incremento de efectivo en poder del público (10 puntos porcentuales más que lo asumido en el escenario base) sobre las cuatro variables endógenas. Manteniendo los mismos supuestos para las demás variables exógenas, se corrió el modelo por el método iterativo de Gauss-Seidel. Los resultados se exponen en la siguiente gráfica.

La figura en la parte superior derecha de la gráfica 8 muestra el impacto que el incremento de efectivo en poder del público tendría en la inflación. Se observa que la inflación es muy sensible a cambios inesperados en esta variable. Esto sugiere que todavía existe una relación importante entre dinero e inflación en RD. Sin embargo, se ha comprobado que la inflación no responde tan rápido a modificaciones en agregados monetarios más amplios.<sup>106</sup>

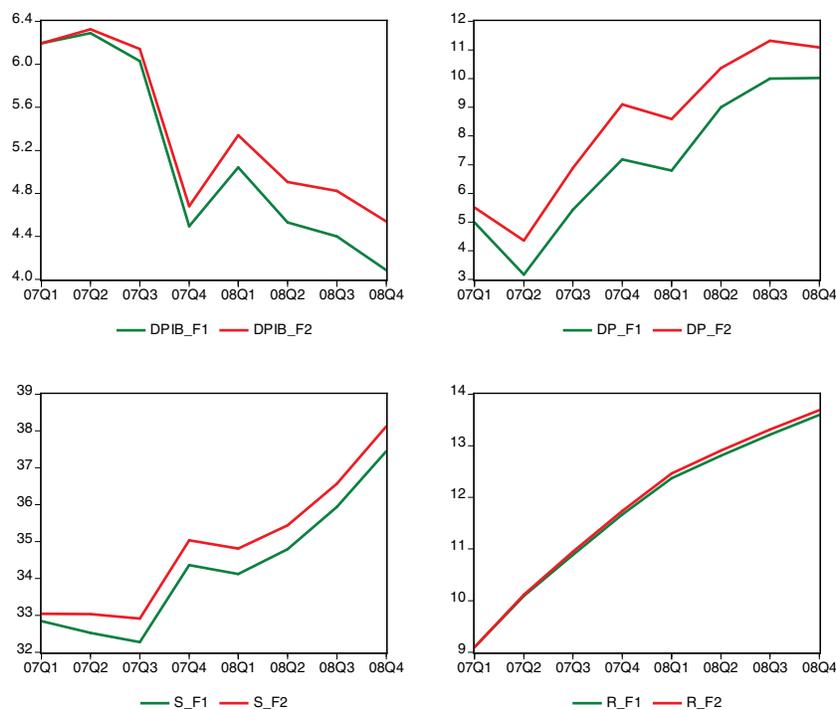
<sup>106</sup> En el MMPE se hicieron esfuerzos para encontrar una forma funcional que relacionara significativamente la inflación, con M1 o M2. Los resultados fueron muy pobres, comparados con estudios de periodos anteriores.

El aumento de efectivo en poder del público impacta en forma positiva el PIB real dominicano. Según el MMPE, el dinero no es neutral en RD, al menos en un periodo no mayor a dos años. La figura de la parte inferior derecha muestra un leve incremento de la tasa de interés como reacción de la autoridad monetaria. La intuición sugiere que las condiciones monetarias deberían llevar al BCRD a elevar gradualmente la tasa de política. El último efecto de esta simulación es una depreciación permanente del peso, al menos durante el período sugerido, acorde con la teoría.

Gráfica 8

IMPACTO DE AUMENTO EN AGREGADO MONETARIO

Escenario base + 10  
2006:01-2008:04



**2. Impacto de una desaceleración del crecimiento económico de Estados Unidos**

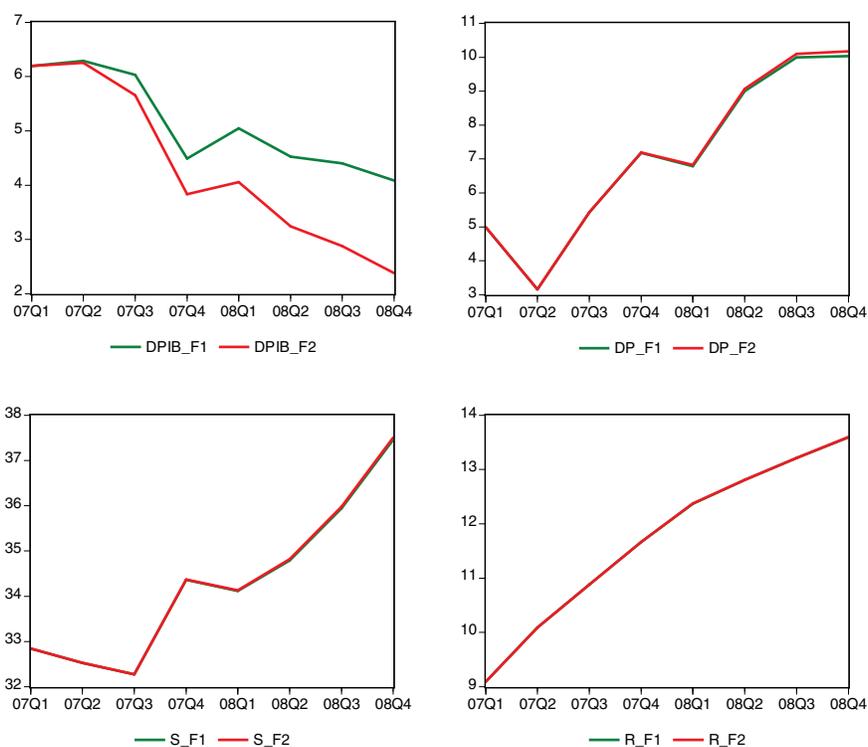
La segunda simulación trata de figurar cómo reaccionaría la economía dominicana ante una desaceleración económica de su principal socio comercial, Estados Unidos. Para el PIB de Estados Unidos se asume un choque negativo de un punto porcentual menos que el supuesto base. Este impacto es corrido en forma estática por el modelo, asumiendo que las demás variables exógenas conservan los valores base. Los resultados se presentan en la gráfica 9.

Los mayores impactos de una desaceleración de Estados Unidos se reflejan en el crecimiento económico y en las tasas de interés de corto plazo de RD. El PIB real de RD muestra una desaceleración significativa respecto al escenario base. Mientras en el escenario base el crecimiento para 2007 y 2008 es 5,8% y 4,5%, con un choque negativo la expansión resultaría equivalente a promedios trimestrales de 5,5% en 2007 y 3,1% en 2008. El MMPE confirma que la economía dominicana es muy sensible a cambios bruscos en la economía estadounidense.

Gráfica 9

## IMPACTO DE REDUCCIÓN PIB ESTADOS UNIDOS

Escenario base -1%  
2006:01-2008:04



Para el resto de las variables endógenas, el impacto de un PIB menor de Estados Unidos es casi imperceptible. Al cierre de 2008 se observa una ligera alza de la inflación, resultado probable de una caída gradual de la productividad. El impacto del choque sobre el tipo de cambio y la tasa de interés es muy bajo, aunque quizás sería diferente si el choque se combinara con una caída de la tasa de interés de Estados Unidos a causa de una inesperada reacción de la Reserva Federal.

### 3. Impacto de un aumento permanente en los precios del petróleo

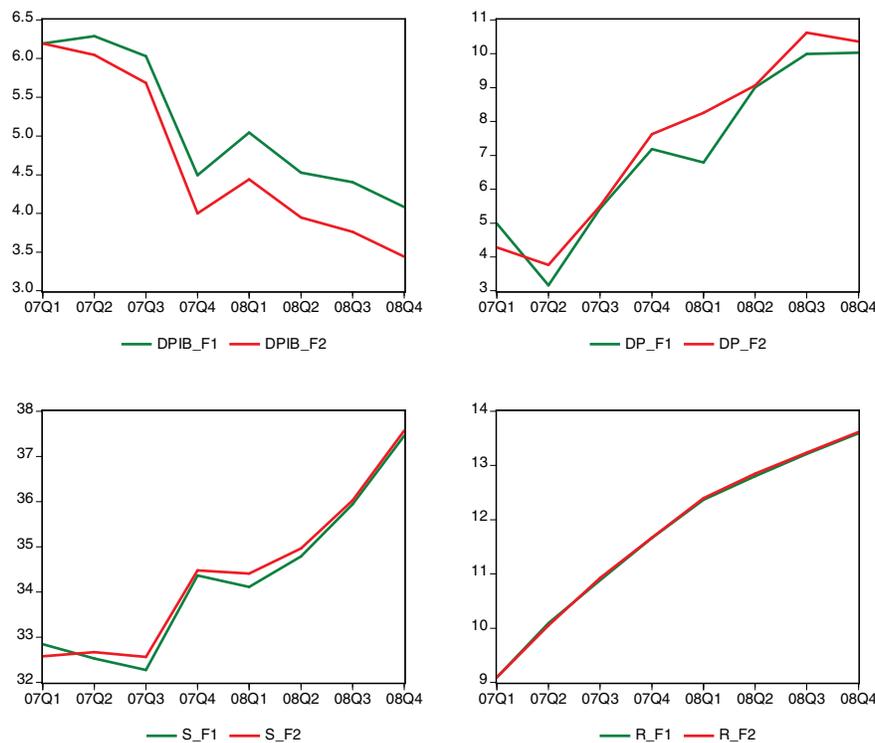
RD tiene alta dependencia del precio internacional del petróleo. Los cambios transitorios y permanentes de esta variable impactan la inflación y el PIB.

La tercera simulación incluye un choque permanente en los precios relativos del petróleo los dos años de pronóstico sobre la diferencia entre el crecimiento esperado de los precios del petróleo y el crecimiento esperado del IPC de RD. El escenario base espera que la variable disminuya 8,3% en 2007 y 1,1% en 2008. El choque consiste en una caída del precio relativo del petróleo de 0,1% en 2007 y un incremento de 3,1% en 2008. Manteniendo los mismos supuestos para el resto de las variables exógenas, este choque implica un incremento promedio de \$6 dólares/barril en 2007 y 2008. La gráfica 9 ilustra este impacto en las variables endógenas.

Gráfico 10

#### IMPACTO DE AUMENTO PRECIOS DE PETRÓLEO

Escenario base + 10%  
2005:03-2008:04



La dependencia de la economía dominicana de la importación de petróleo se aprecia claramente en las simulaciones del impacto de un incremento del precio en el PIB real, el cual se desacelera a lo largo del período de pronóstico. Este choque también genera inflación, sobre todo a partir del tercer trimestre de 2007. El efecto sobre el tipo de cambio es una depreciación, pero el

impacto inicial se va diluyendo gradualmente, hasta retornar a la senda del escenario base. La tasa de interés apenas se incrementa, lo que indicaría una reacción de la autoridad monetaria ante el incremento de precios.

#### 4. Reducción de la tasa de interés de Estados Unidos

La gráfica 11 muestra el impacto de una disminución de 100 puntos base de la tasa de interés de Estados Unidos sobre las variables endógenas del MMPE.

Acaso el resultado más interesante del choque negativo de la tasa de interés *prime* de Estados Unidos sea el aumento del tipo de cambio. Esto conduce al rompecabezas del tipo de cambio y la tasa de interés ya referido. Un aumento del diferencial de las tasas de interés interna y externa resulta en depreciación del tipo de cambio. Un choque a la baja de la tasa de interés *prime* de Estados Unidos aumentaría el diferencial de tasas de interés y, eventualmente, depreciaría el tipo de cambio. Es posible que el principal canal de transmisión de este rompecabezas sea el de las expectativas de los agentes económicos.<sup>107</sup>

Debido a su alto efecto traspaso a través de la economía, la depreciación del tipo de cambio aumenta la inflación los períodos subsiguientes. Esto muestra que la magnitud del *puzzle* del tipo de cambio puede generar impactos no deseados para la política monetaria. Según la teoría económica, la disminución de la tasa de interés externa debería apreciar el tipo de cambio y, por tanto, disminuir la inflación.

Otro efecto interesante del choque de la tasa de interés de Estados Unidos es su impacto sobre el PIB de RD. Al parecer, la disminución de tasas en Estados Unidos eleva la actividad económica, la cual impacta indirectamente la producción doméstica por la alta sensibilidad del PIB dominicano a los cambios del PIB estadounidense. En cuanto a las tasas de interés locales, hay una elevación no muy grande. Aparentemente, la autoridad monetaria reaccionaría con un pequeño incremento de la tasa de interés para mitigar las presiones inflacionarias.

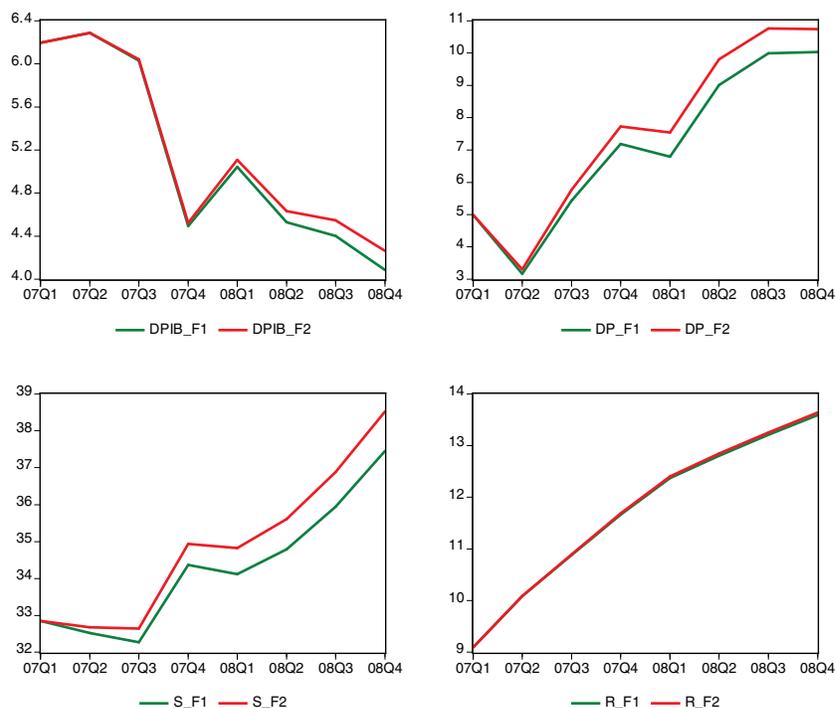
---

<sup>107</sup> En una segunda versión del MMPE se incorporarán variables *proxies* de las expectativas. Esto permitiría estudiar con mayor profundidad el referido *puzzle*.

Gráfica 11

IMPACTO DE REDUCCIÓN TASA PRIME ESTADOS UNIDOS

Escenario base – 100 pbs  
2006:01-2008:04



VI. CONCLUSIÓN

Esta primera versión del MMPE provee al BCRD un instrumento para comparar el posible impacto de distintos choques y/o decisiones de política sobre la economía dominicana. A fin de poner a prueba esta capacidad, se realizaron cuatro simulaciones, tres de ellas para verificar el efecto de la inflación, el tipo de cambio y la tasa de interés de RD, las variaciones del precio del petróleo, el PIB real y las tasas de interés de Estados Unidos sobre el PIB real de RD. Se simuló un cuarto escenario para un choque doméstico de crecimiento de la cantidad de efectivo en poder del público.

Los resultados de las variables clave están en línea con la teoría económica en la mayoría de los casos. Aumentos en los precios del petróleo y desaceleración de Estados Unidos tienen impacto negativo en la economía de RD. Incrementos en los agregados monetarios tienen impacto positivo en el producto, pero generan inflación. Aumentos del precio del petróleo generan inflación, pero el efecto se va diluyendo con el tiempo. El impacto de una baja de tasa de interés de Estados Unidos sobre el tipo de cambio y la inflación contradice la teoría y confirma la existencia de un rompecabezas en la relación tipo de cambio-tasa de interés en RD.

El MMPE es un trabajo en proceso que forma parte de la agenda de investigación del BCRD. Las etapas para completar la segunda versión del modelo ya están decididas. Un primer paso será incorporar variables que repliquen las expectativas de los agentes económicos. La incorporación de las expectativas inflacionarias y cambiarias permitirá redefinir los supuestos implícitos de comportamiento de los agentes en la primera versión del modelo. En resumen, se espera que en la segunda versión del MMPE los agentes económicos miren hacia adelante y no hacia el pasado.

El plan de la segunda versión del MMPE prevé diseñar formas funcionales e incorporar los componentes de la demanda agregada: consumo (público y privado), inversión y sector externo. Su inclusión permitirá una mayor interacción de las variables producto y precios con los choques introducidos al modelo. Se espera trabajar con la versión definitiva de la revisión de las cuentas nacionales dominicanas por el BCRD bajo el Sistema de Cuentas Nacionales de Naciones Unidas de 1993.

Finalmente, se prevé diseñar una serie de modelos satélites que permitirán proyectar la senda de comportamiento de las variables exógenas al realizar pronósticos.

## BIBLIOGRAFÍA

- Akaike, H. (1976), "Canonical Correlation Analysis of Time Series and the use of an Information Criterion", *System Identification: Advances and Case Studies*, R. K. Mehra and D. G. Lainiotis, (eds.), New York Academic Press, pp. 27-96.
- \_\_\_\_\_ (1974), "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, pp. 716-723.
- Allen, Courtney, Albert Hall and Wayne Robinson (2002), "Estimating a Small Scale Macroeconomic Model of the Jamaican Economy: Some Preliminary Results", *Research and Economic programming Division*, Bank of Jamaica, Kingston, Jamaica.
- Andújar, Julio G. (2005), "Reformas Económicas y Negociaciones Políticas: Apuntes sobre la Experiencia Dominicana de los Noventa", *Ciencia y Sociedad*, Vol. 30, N° 1, enero-marzo, Instituto Tecnológico Dominicano, Santo Domingo, R. D.
- Arena, Marco y Pedro Tuesta (1997), "Fundamentos y Desalineamientos: El Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú", Documento de Trabajo, Departamento de Análisis del Sector Externo, Banco Central de Reservas del Perú, Lima.
- Arreaza, Adriana, Enid Blanco y Miguel Dorta, (2003), "A Small Scale Macroeconomic Model for Venezuela", Second Draft, Vicepresidencia de Estudios, Banco Central de Venezuela, Caracas, Venezuela.
- Banco Central de la República Dominicana (2007), Informe de Política Monetaria, documento en proceso de publicación, Santo Domingo, R. D.
- Banco Central de la República Dominicana, Nueva Literatura Económica Dominicana: Premios de la Biblioteca "Juan Pablo Duarte", varios (1996-2005), Santo Domingo.
- Banco Central de la República Dominicana, Secretaría de Estado de Economía y Secretaría de Estado de Hacienda (2007), Programa Económico de la República Dominicana 2005-2007: Quinta y Sexta Revisión Acuerdo Stand-by con el FMI, carta de intención, Santo Domingo, R. D.
- Banerjee, Anindya y otros (1993), "Cointegration, Error-correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data". *Advanced Text in Econometrics*. Oxford University Press, UK.
- Bank of England (2005), The New Bank of England Quarterly Model, Bank of England, London, UK.
- \_\_\_\_\_ (2000), Economic Models at the Bank of England, Bank of England, London, UK.

- \_\_\_\_\_ (1999), *Economic Models at the Bank of England*, Bank of England, London, UK.
- Bårdsen, Gunnar y otros (2005), “The Econometrics of Macroeconomic Modelling”. *Advance Texts in Econometrics*, Oxford University Press, UK.
- Breusch, T. S. y A. R. Pagan (1980), “The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics”, *Review of Economic Studies*, Vol. 47, N° 1, Econometrics Issue, pp. 239-253, enero.
- Brown, R. L., J. Durbin, y J. M. Evans (1975), “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 37 (2), pp. 149-63.
- Dauhajre, Andrés, hijo y Jaime Aristy Escuder (1996), *El Programa Macroeconómico de Mediano Plazo para la República Dominicana: 1996-2000*, Fundación Economía y Desarrollo, Editora Corripio, Santo Domingo, R. D.
- De Beaufort Wijnholds, J Onno y A. Kapteyn (2002), “International Financial Crises: The Role of reserves and SDR Allocations”, in Mario Blejer and Marko S. Krieb (eds.), *Financial Policies in Emerging Markets*, MIT Press.
- Dickey, D. A. y W. A. Fuller (1981), “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, *Econometrica*, 49(4), pp. 1057-1077.
- Ducanes, Geoffrey y otros (2005), “A Small Macroeconomic Model of the Philippine Economy”, ERD Working Paper, No.62, Economic and Research Department, Asian Development Bank.
- Elosegui, Pedro, y otros (2007), “Un Modelo Económico Pequeño para Argentina”, *Investigaciones Económicas*, Banco Central de Argentina, Buenos Aires.
- Engle, Robert F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation” *Econometrica*, Vol. 50, N° 4, pp. 987-1007, julio.
- Engel, Robert y C. W. J. Granger (1987), “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55(2), pp. 251-276
- Fagan, Gabriel y Julian Morgan (2005), *Econometric Models of the Euro-area Central Banks*, European Central Bank.
- Ferreira, Jesús y Jorge Salas (2006), “Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú: Modelos BEER y Construcción de Bandas de Confianza”, Documento de Trabajo, Banco Central de Reservas del Perú, Lima.
- Flood, Robert P. y Andrew K. Rose (2002), “Uncovered Interest Parity in Crisis”, *IMF Staff Papers*, Vol. 49, N° 2.

- Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58, N° 1, pp.1-17.
- Fuentes, Frank A. (2006), "Dinero, Producto e Inflación: Un Análisis de Causalidad" en Banco Central de la República Dominicana, *Oeconomía*, Vol. III, N° 42, Santo Domingo, enero-febrero.
- Fuentes, Frank A. y Omar Mendoza Lugo (2007), "Dinámica del Pass-Through de Tipo de Cambio en Economías Pequeñas y Abiertas: El Caso de la República Dominicana" en proceso en Banco Central de la República Dominicana, *Serie de Estudios Económicos*, N° 1, Santo Domingo.
- Galindo, Luis M. y Horacio Catalán (2005), "The Taylor Rule and the Exchange rate in Mexico (an Empirical Appraisal)". *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, Vol. 4, N° 2, pp. 115-125, Monterrey, México.
- Galindo, Luis M, Roberto Escalante y Horacio Catalán (2007), "Un Modelo Económico Dinámico y Estable de la Tasa de inflación en México con Bandas de Probabilidad", Documento de Trabajo, Facultad de economía, UNAM.
- Gilbert, Christopher L. (1989), "LSE and the British Approach to Times Series Econometrics", *Oxford Economic Papers*, Vol. 41, N° 1, History and Methodology of Econometrics, pp. 108-128, UK.
- Gilbert, Christopher L., y Duo Qin (2005), "The First Fifty Years of Modern Econometrics", in Patterson, Kerry and Mills, Terence (eds.) *Palgrave handbook of Econometrics* Vol. 1 Theoretical Econometrics, UK.
- \_\_\_\_\_ (2001), "The Error Term in the History of Time series Econometrics", *Econometric Theory*, 17 (02), pp. 424-50, Cambridge University Press, abril.
- Godfrey, L. G. (1988), *Misspecification Tests in Econometrics: the Lagrange multiplier Principle and Other Approaches*, New York, Cambridge University Press.
- Granger, Clive W. J. (2004), "Time Series Analysis, Cointegration, and Applications" *American Economic Review*, Vol.94, N° 3, pp. 421-425 junio.
- Greene, William H. (1993), *Econometric Analysis*, Macmillan Publishing Company, New York.
- Hansen, L. P. (1982), "Large Sample Properties of the Generalized Methods of Moments", *Econometrica*, Vol. 50, pp. 1029-1054.
- Hannan, E. J. y B. G. Quinn (1979), "The determination of the order of an autoregression", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 41, pp. 190-195.
- Hansen, H. y S. Johansen (1991), "Some Tests for Parameter Constancy in Cointegrated VAR-models" *Econometrics Journal*, Vol. 2, pp. 306-333, febrero.

- Hendry, David F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Intriligator, Michael D. (1983), "Economic and Econometric Models" *Handbook of Econometrics*, Vol. 1, Z.Griliches y M.D. Intriligator (eds.), North-Holland Publishing Company.
- Jarque, Carlos M. y Anil K. Bera (1987), "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *International Statistical Review*, Vol. 55, N° 2, pp. 163-172, agosto.
- Johansen, Soren (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- Juselius, Katarina (1995), "Do Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity Hold in the Long Run? An Example of Likelihood Inference in a Multivariate Time Series Model", *Journal of Econometrics*, N° 69, pp. 211-240.
- Kwiatkowsky, D. y otros (1992), "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, pp. 159-178.
- León M., Jorge Eduardo Méndez y Eduardo Prado (2003), "El Tipo de Cambio Real de Equilibrio de Costa Rica", Documento de Trabajo, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, San José.
- Ley N° 183-02 de diciembre de 2002, Consultoría Jurídica del Poder Ejecutivo, Gaceta Oficial, Santo Domingo, R. D.
- Lora, Oscar y Walter Orellana (2000), "Tipo de Cambio Real de Equilibrio: Un Análisis del Caso Boliviano en los Últimos Años, Documento de Trabajo, Banco Central de Bolivia, La Paz.
- Lothian, James R. y Liuren Wu (2005), "Uncovered Interest-Rate Parity over the Past Two Centuries", WP-Baruch College.
- Maddala, G. S. y Kim In-Soo (2003), "Unit Roots, Cointegration, and Structural Change", *Themes in Modern Econometrics*, Cambridge University Press, USA.
- McCallum, B. T (2001), "Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?", *American Economic Review*, Vol. 91, N° 2, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 258-262, mayo.
- \_\_\_\_\_ (1988), "Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, USA.
- Muñoz Salas, Evelyn (2006), "La Modelación Macroeconómica en el Banco Central de Costa Rica en la Transición del Ancla Cambiaría a Metas de Inflación", Documento de trabajo, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica, San José.

- Obstfeld, Maurice y Kenneth Rogoff (1995), "The Mirage of Fixed Exchange Rates", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, N° 4, pp. 73-96.
- Olsen, Kjetil, Jan F. Qvigstad y Øistein Røisland (2002), "Monetary Policy in real time: The Role of Simple Rules", Working Paper, Central Bank of Norway.
- Pauletto, Giorgio (1997), "Computational Solution of Large-Scale Macroeconometric Models", *Advances Text in Computational Economics Series*, Springer, 1st Edition, UK.
- Perron, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, pp. 355-385.
- \_\_\_\_\_ (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 57, N° 6, pp. 1361-1401, noviembre.
- Phillips, P. C. B. y Perron, P. (1988), "Testing for unit roots in time series regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- Prazmowski, Peter A. (2005), "Feedback Rules, Structural Endogeneity and the Lucas Critique in a Small Macro Model", mimeo, DR Council of Economic Advisor of the President, Santo Domingo, R. D.
- \_\_\_\_\_ (2004), "Modelo Macro Trimestral con Expectativas Explícitas de Tipo de Cambio", BCRD, Documento presentado en la CEPAL, México, Reunión sobre Modelos Macroeconómicos en Centroamérica y la República Dominicana, noviembre.
- Prazmowski, Peter A., José R. Sánchez-Fung y Amelia Santos-Paulino (2004), "Essays on Macroeconomics on the Dominican Republic and Developing Countries", BCRD, Santo Domingo, R. D.
- Sánchez Fung, José R. (2006), "Money, Income, Prices, and Exchange Rates in the Dominican Republic", *Savings and Development*, N° 1, pp. 31-38, Milan.
- \_\_\_\_\_ (2005), "Estimating a Monetary Policy Reaction Function for the Dominican Republic", *International Economic Journal*, Vol. 19, N° 4, pp. 563-577.
- \_\_\_\_\_ (2003), "Reglas Monetarias, Metas de Inflación y sus Aplicaciones Potenciales en el Diseño e Implementación de la Política Monetaria en la Republica Dominicana", Documento de Trabajo 2003/01, Departamento de Programación Monetaria e Investigación Económica, BCRD, Santo Domingo.
- \_\_\_\_\_ (1999), "Efficiency of the Black Market for Foreign Exchange and PPP: The Case of the Dominican Republic," *Applied Economics Letters*, N° 6, pp. 173-176.
- Sánchez Fung, José R. y Alan Carruth (2000), "Money Demand in the Dominican Republic", *Applied Economics*, 32, pp. 1439-1449.

- Sánchez Fung, José R y Peter Prazmowski (2004), “PPP, random walks, and UIP after interest rate liberalisation in a small developing economy”, *Economics Bulletin*, 6, pp. 1-7.
- Schwarz, G. (1978), “Estimating the Dimensions of a Model”, *Annals of Statistics*, N° 6, pp. 461-64.
- Sims, C. (1980), “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica*, 48 (1), 1-48.
- Taylor, Alan M. y Mark P. Taylor (2004), “The Purchasing Power Parity Debate”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, N° 4, pp. 135-158.
- Taylor, John B.(2001), “The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules”, *The American economic Review*, Papers and Proceedings of the Hundred Thirteenth Annual Meeting of the American Economic Association, Vol. 91, N° 2, pp. 263-267.
- \_\_\_\_\_ (1993), “Discretion versus policy rules in practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 39, pp. 195-214 diciembre.
- Williams, Oral (2001), “The Transmission of Monetary Policy in the Dominican Republic”, Working Paper, International Monetary Fund, Washington D. C.
- Wooldridge, Jeffrey (2001), “Applications of generalized Method of Moments Estimation”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, N° 4, pp. 87-110, USA.
- Zivot, E. y D. W. K. Andrews (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251-70.

ANEXOS

Cuadro A-1

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

(Producto)

Variable	ADF			PP			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_{\tau}$	$\eta_{\mu}$
$y_t$	-2,33(4)	-0,05(4)	2,33(4)	-5,15*(1)	-0,07(12)	4,81(12)	0,16*(5)	0,96*(6)
$\Delta y_t$	-2,57(3)	-2,60(3)	-1,12(3)	-18,94*(12)	-19,30*(12)	-12,63*(1)	0,09(12)	0,09(12)
$\Delta\Delta y_t$	-26,01*(2)	-26,24*(2)	-26,48*(2)	-81,89*(11)	-83,31*(11)	-82,80*(11)	0,32*(11)	0,36(11)
$y_t^*$	-1,82(2)	-1,01(0)	13,02(0)	-1,56(4)	-0,88(3)	10,60(3)	0,17*(6)	0,96*(6)
$\Delta y_t^*$	-3,56*(1)	-3,56*(1)	-1,43(1)	-6,80*(3)	-6,79*(3)	-2,22*(1)	0,09(3)	0,16(3)
$\Delta\Delta y_t^*$	-15,02*(0)	-15,15*(0)	-15,29*(0)	-26,05*(13)	-26,32*(13)	-26,60*(13)	0,19*(21)	0,20(21)
$R_t$	-4,10*(1)	-3,61*(1)	-1,96*(1)	-2,68(1)	-2,40(1)	-1,31(0)	0,46(5)	0,06(5)
$\Delta R_t$	-4,58*(0)	-4,61*(0)	-4,65*(0)	-4,68*(2)	-4,71*(2)	-4,73*(2)	0,05(0)	0,05(0)
$\Delta\Delta R_t$	-8,54*(0)	-8,63*(0)	-8,72*(0)	-11,26*(7)	-11,43*(7)	-11,58*(7)	0,07(6)	0,06(6)
$poilr_t$	-2,41(1)	-0,43(1)	1,37(0)	-2,16(4)	-0,34(4)	1,03(4)	0,19*(5)	0,75*(6)
$\Delta poilr_t$	-5,74*(0)	-5,62*(0)	-5,54*(0)	-5,75*(3)	-5,64*(3)	-5,57*(3)	0,04(1)	0,15(2)
$\Delta\Delta poilr_t$	-9,61*(1)	-9,67*(1)	-9,76*(1)	-12,03*(3)	-12,13*(3)	-12,26*(3)	0,15*(16)	0,17(16)
$wprod_t$	-2,98(0)	-0,52(0)	1,68(0)	-2,94(5)	-0,09(17)	3,22(17)	0,13(5)	0,88*(6)
$\Delta wprod_t$	-8,32*(0)	-8,36*(0)	-8,01*(0)	-10,33*(17)	-9,94*(18)	-8,01*(6)	0,12(17)	0,16(17)
$\Delta\Delta wprod_t$	-8,90*(3)	-8,91*(3)	-9,00*(3)	-30,66*(15)	-32,05*(16)	-32,52*(16)	0,18*(19)	0,18(19)

Nota: (\*) indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. El valor entre paréntesis indica el número de rezagos (t-sig). Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada, en una muestra de T=52, son de -3,50 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2,92 únicamente la constante (modelo B) y -1,95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64) Los valores críticos al 5% para KPSS son de  $\eta_{\tau}= 0,463$  y  $\eta_{\mu}= 0,146$  (Kwiatkowski y otros. 1992, p. 166).  $\eta_{\mu}$  es para la prueba con constante solamente y  $\eta_{\tau}$  es para la prueba con constante y tendencia.

Cuadro A-2

## PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

(Precios)

Variable	ADF			PP			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_\tau$	$\eta_\mu$
$p_t$	-1,97(1)	0,27(1)	2,38(1)	-1,52(4)	0,58(3)	3,84(4)	0,19*(6)	0,90*(6)
$\Delta p_t$	-4,23*(0)	-4,15*(0)	-3,28*(0)	-4,22*(3)	-4,13*(3)	-3,17*(3)	0,07(3)	0,19(4)
$\Delta\Delta p_t$	-9,01*(0)	-9,09*(0)	-9,17*(0)	-12,19*(10)	-12,22(10)	-12,38*(10)	0,15*(16)	0,151(16)
$poilr_t$	-3,04(6)	-2,54(5)	-0,67(5)	-2,70(3)	-2,78(3)	-1,34(3)	0,11(5)	0,35(5)
$\Delta poilr_t$	-5,01*(4)	-5,01*(4)	-5,03*(4)	-5,86*(2)	-5,85*(2)	-5,88*(2)	0,04(3)	0,09(32)
$\Delta\Delta poilr_t$	-4,81*(4)	-4,84*(4)	-4,89*(4)	-13,94*(6)	-14,05*(6)	-14,21*(6)	0,15*(17)	0,15(17)
$s_t$	-2,86(1)	-0,92(1)	0,82(1)	-2,18(2)	-0,56(2)	1,21(2)	0,17*(5)	0,81*(6)
$\Delta s_t$	-4,55*(0)	-4,56*(0)	-4,46*(0)	-4,37*(5)	-4,39*(5)	-4,40*(4)	0,05(2)	0,09(2)
$\Delta\Delta s_t$	-8,54*(0)	-8,61*(0)	-8,69*(0)	-15,23*(17)	-15,18*(17)	-15,39*(17)	0,15*(17)	0,15*(17)
$m_t$	-2,58(4)	-0,001(4)	2,14(4)	-4,07*(2)	-0,11(14)	5,31(26)	0,16*(5)	0,94*(6)
$\Delta m_t$	-2,89(3)	-2,87*(3)	1,84**(1)	-15,66*(10)	-15,41*(10)	-10,11*(10)	0,133(13)	0,18(13)
$\Delta\Delta m_t$	-19,36*(2)	-19,56*(2)	-19,76*(2)	-43,44*(12)	-43,52*(12)	-44,02*(12)	0,24*(11)	0,33(11)
$prod_t$	-3,61*(0)	-0,59(1)	-3,12(1)	-3,60*(4)	-0,31(10)	4,12(10)	0,10(5)	0,96*(6)
$\Delta prod_t$	-10,14*(0)	-10,23*(0)	-9,04*(0)	-12,25*(14)	-12,38*(14)	-9,05*(0)	0,15*(17)	0,15(17)
$\Delta\Delta prod_t$	-10,66*(2)	-10,76*(2)	-10,87*(2)	-38,73*(16)	-40,11*(16)	-40,37*(16)	0,13*(13)	0,13(13)

Nota: (\*) indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. (\*\*) Indica rechazo de la hipótesis nula al 10% de significancia. El valor entre paréntesis indica el número de rezagos (t-sig). Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada, en una muestra de T=55, son de -3,49 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2,91 únicamente la constante (modelo B) y -1,95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64). Los valores críticos al 5% para KPSS son de  $\eta_\mu=0,463$  y  $\eta_\tau=0,146$  (Kwiatkowski y otros. 1992, p. 166).  $\eta_\mu$  es para la prueba con constante solamente y  $\eta_\tau$  es para la prueba con constante y tendencia.

Cuadro A-3

PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

(Tipo de cambio)

Variable	ADF			PP			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_{\mu}$	$\eta_{\tau}$
$s_t$	-2,86(1)	-0,92(1)	0,82(1)	-2,18(2)	-0,56(2)	1,21(2)	0,81*(6)	0,17*(5)
$\Delta s_t$	-4,55(0)*	-4,56(0)*	-4,46(0)*	-4,37(5)*	-4,40(5)*	-4,40(4)*	0,09(2)	0,05(2)
$\Delta\Delta s_t$	-8,53(0)*	-8,61(0)*	-8,69(0)*	-13,3(12)*	-13,3(12)*	-13,5(12)*	0,11(12)	0,11(12)
$dif\_p_t$	-2,00(1)	-0,13(1)	-1,31(1)	-1,56(4)	-0,38(4)	-1,59(5)	0,86*(6)	0,19*(6)
$\Delta dif\_p_t$	-4,21(0)*	-4,11(0)*	-3,54(0)*	-4,20(3)*	-4,14(2)*	-3,52(2)*	0,19(4)	0,06(4)
$\Delta\Delta dif\_p_t$	-8,94(0)*	-9,03(0)*	-9,11(0)*	-11,9(10)*	-12,0(1)*	-12,2(10)*	0,12(12)	0,12(12)
$dif\_r_t$	-1,81(2)	-1,81(2)	-1,31(2)	-1,23(5)	-1,50(5)	-0,93(5)	0,22(6)	0,09(6)
$\Delta dif\_r_t$	-5,47(0)*	-3,57(1)*	-3,34(1)*	-5,74(4)*	-5,64(4)*	-5,67(4)*	0,17(5)	0,13(5)
$\Delta\Delta dif\_r_t$	-13,1(0)*	-13,3(0)*	-13,4(0)*	-15,99(6)*	-16,3(6)*	-16,3(6)*	0,10(12)	0,09(12)
$risk_t$	-1,84(0)	-1,27(0)	-0,59(0)	-1,86(2)	-1,37(1)	-0,62(5)	0,37(5)	0,19*(5)
$\Delta risk_t$	-6,30(1)*	-6,16(1)*	-6,14(1)*	-7,64(7)*	-7,24(5)*	-7,26(5)*	0,21(5)	0,07(8)
$\Delta\Delta risk_t$	-9,16(2)*	-9,25(2)*	-9,33(2)*	-22,0(10)*	-22,4(10)*	-22,2(10)*	0,13(12)	0,13(12)

Nota: (\*) indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. El valor entre paréntesis indica el número de rezagos (schwarz). Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada, en una muestra de T=55, son de -3,49 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2,91 únicamente la constante (modelo B) y -1,95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64) Los valores críticos al 5% para KPSS son de  $\eta_{\tau}$  = 0,146 y  $\eta_{\mu}$  = 0,463 (Kwiatkowski y otros. 1992, p. 166).  $\eta_{\mu}$  es para la prueba con constante solamente y  $\eta_{\tau}$  es para la prueba con constante y tendencia.

## Cuadro A-4

## PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

(Regla de política)

Variable	ADF			PP			KPSS	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_{\tau}$	$\eta_{\mu}$
$I_t$	-1.71(0)	-1.72(0)	-0.69(0)	-1.87(3)	-1.98(2)	-0.75(7)	0,13(5)	0,12(5)
$\Delta I_t$	-6,93*(0)	-6,86*(0)	-6,89*(0)	-7,11*(9)	-6,93*(8)	-6,95*(8)	0,12(8)	0,24(7)
$GAP \pi_t$	-4,69*(0)	-4,73*(0)	-4,77*(0)	-4,63*(4)	-4,68*(4)	-4,72*(4)	0,05(2)	0,05(2)
$\Delta GAP \pi_t$	-9,08*(0)	-9,16*(0)	-9,24*(0)	-14,95*(12)	-15,08*(12)	-15,3*(12)	0,16*(16)	0,16(16)
$GAP y_t$	-2,79(4)	-2,92*(4)	-2,97*(4)	-7,43*(0)	-7,51*(0)	-7,57*(0)	0,10(0)	0,10(0)
$\Delta GAP y_t$	-3,12(3)	-3,05*(3)	-3,07*(3)	-25,51*(14)	-25,46*(14)	-25,76*(14)	0,09(12)	0,13(12)
$Gap_u$	-4,25*(0)	-4,29*(0)	-4,34*(0)	-4,22*(3)	-4,26*(3)	-4,31*(3)	0,06(4)	0,06(4)
$\Delta Gap_u$	-6,74*(2)	-6,80*(2)	-6,84*(2)	-13,42*(12)	-13,64*(12)	-13,71*(12)	0,148*(17)	0,174(17)
$Sr_t$	-3,56*(1)	-2,45(4)	0,31(4)	-2,59(4)	-2,61*(4)	0,22(4)	0,09(5)	0,09(5)
$\Delta Sr_t$	-5,08*(3)	-5,13*(3)	-5,16*(3)	-4,12*(3)	-4,15*(3)	-4,18*(3)	0,04(4)	0,05(4)

Nota: (\*) indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. El valor entre paréntesis indica el número de rezagos (t-sig). Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada, en una muestra de T=55, son de -3,49 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2,91 únicamente la constante (modelo B) y -1.95 sin constante y sin tendencia (modelo C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64) Los valores críticos al 5% para KPSS son de  $\eta_{\mu}= 0,463$  y  $\eta_{\tau}= 0,146$  (Kwiatkowski y otros. 1992, p. 166).  $\eta_{\mu}$  es para la prueba con constante solamente y  $\eta_{\tau}$  es para la prueba con constante y tendencia.

Cuadro A-5

PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA UN CAMBIO ESTRUCTURAL DESCONOCIDO  
ZIVOT Y ANDREWS 1992 SERIE DEL PIB

Modelo	$\hat{t}_{(\alpha-) 1}$	TB	$t_{\alpha}^*(5\%)$	$t_{\alpha}^*(10\%)$
A	-4,57(14)	2003:02	-4,80	-4,58
B	-3,26(14)	1998:01	-4,42	-4,11
C	-3,804(1)	1999:02	-5,08	-4,82

Nota: (\*\*) (\*), rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente. Entre paréntesis el número de rezagos, que fue seleccionado por el criterio de t-sig. Modelo A asume cambio en el intercepto, modelo B cambio en la tendencia y el modelo C cambio en el intercepto y la tendencia. Los valores críticos corresponden a los presentados en Zivot y Andrews (1992), tablas 2, 3 y 4 p. 256 y 257.

Cuadro A-6

PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA PARA UN CAMBIO ESTRUCTURAL DESCONOCIDO  
ZIVOT Y ANDREWS 1992 SERIE DEL EMPLEO

Modelo	$\hat{t}_{(\alpha-) 1}$	TB	$t_{\alpha}^*(5\%)$	$t_{\alpha}^*(10\%)$
A	-3,72(16)	1998:01	-4,80	-4,58
B	-3,63(14)	1999:01	-4,42	-4,11
C	-3,98(1)	1998:01	-5,08	-4,82

Nota: (\*\*) (\*), rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente. Entre paréntesis el número de rezagos, que fue seleccionado por el criterio de t-sig. Modelo A asume cambio en el intercepto, modelo B cambio en la tendencia y el modelo C cambio en el intercepto y la tendencia. Los valores críticos corresponden a los presentados en Zivot y Andrews (1992), tablas 2, 3 y 4 p. 256 y 257.

Cuadro A-7

PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA Y CAMBIO ESTRUCTURAL PERRON 1997 SERIE DEL PIB

Modelo	Fecha de cambio	$k(t - sig)$	$\hat{t}_{(\alpha-) 1}$	$t_{\alpha}^*(5\%)$	$t_{\alpha}^*(10\%)$
IO1	2002:04	14	-4,514	-5,09	-4,84
IO2	1998:04	12	-4,179	-5,55	-5,25
AO	2002:04	10	-3,929	-4,83	-4,48

Nota: (\*\*) (\*), rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente. IO1 (innovational outlier) con cambio en el intercepto; IO2 (innovational outlier) cambio en el intercepto y en la pendiente de la tendencia. AO (additive outlier) cambio instantáneo en la pendiente de la tendencia.  $t_{\alpha}^*$  valor crítico para cada modelo considerando T = 100 (Perron 1997, cuadro 1).

Cuadro A-8

PRUEBA DE RAÍZ UNITARIA Y CAMBIO ESTRUCTURAL PERRON 1997  
SERIE DEL EMPLEO

Modelo	Fecha de cambio	$k(t - sig)$	$\hat{t}_{(\alpha-)} 1$	$t_{\alpha}^*(5\%)$	$t_{\alpha}^*(10\%)$
IO1	2003:02	16	-5,350*	-5,09	-4,84
IO2	2003:01	11	-5,634*	-5,55	-5,25
AO	2000:04	16	-2,799	-4,83	-4,48

Nota: (\*\*) (\*), rechazo de la hipótesis nula al 5% y 10% de significancia, respectivamente. IO1 (innovational outlier) con cambio en el intercepto; IO2 (innovational outlier) cambio en el intercepto y en la pendiente de la tendencia. AO (additive outlier) cambio instantáneo en la pendiente de la tendencia.  $t_{\alpha}^*$  valor crítico para cada modelo considerando  $T = 100$  (Perron 1997, cuadro 1).

## 7. TRANSMISIÓN DE INFLACIÓN ENTRE LOS PAÍSES MIEMBROS DEL CONSEJO MONETARIO CENTROAMERICANO <sup>108</sup>

**José Manuel Iraheta Bonilla**  
**Carlos Manuel Blanco Odio**  
**Miguel Ángel Medina Fonseca**

### I. Introducción

Las menores tasas de inflación que muchas economías emergentes e industrializadas han reportado en los últimos años, son objeto de creciente interés mundial. China y Japón no sólo han presentado baja inflación, sino deflación en algunos períodos. Esto ha concitado la hipótesis de que China podría estar exportando deflación a través del comercio. Por otra parte, la creciente demanda china de bienes importados ha presionado al alza sus precios, en particular los precios de las *commodities*, así que China podría estar exportando inflación también.

La discusión sobre la transmisión de inflación también ha cobrado interés en Centroamérica y la República Dominicana, región de economías pequeñas con amplia apertura comercial y, como tales, tomadoras de precios internacionales. Es lógico esperar que una parte de la inflación reportada por cada país tenga un componente importado significativo, sobre todo de los vecinos con los que tienen relaciones comerciales substanciales.

El presente estudio fue motivado por la percepción de que existe alta correlación y causalidad estadística en la inflación de los países de la región, y por la evidencia de un nutrido intercambio de bienes de consumo entre ellos.

El objetivo de este documento es mostrar evidencia econométrica de la transmisión de la inflación entre los países miembros del CMCA, tomando en cuenta que sus economías están expuestas a choques externos, como los cambios del precio del petróleo. Para ello se estudiaron documentos y metodologías para medir la transmisión de inflación entre países, en especial Feyzioglu y Willard (2006).

Presentamos evidencia de cómo un brote inflacionario en un país impacta la inflación en otro, lo cual puede proporcionar, de manera anticipada, elementos de juicio para los hacedores de la política monetaria de la región. Esto puede ser útil para el esfuerzo de los bancos centrales de reducir significativamente la inflación en la región.

---

<sup>108</sup> Este documento fue preparado por los economistas de la SECMCA, Manuel Iraheta, Miguel Medina y Carlos Blanco. La dirección de la investigación estuvo a cargo de los economistas Alfredo Blanco y William Calvo, a quienes los autores agradecen su aporte técnico.

El Capítulo I es un análisis descriptivo de lo siguiente: i) ciclo y volatilidad de la inflación por país; ii) impacto del alza del precio del petróleo en la inflación de los países de la región; y, iii) evolución del comercio intrarregional. El Capítulo II presenta una metodología para seleccionar pares de países en los que podría existir transmisión de inflación, para luego construir un modelo VAR bivariado y analizar las funciones impulso/respuesta resultantes. El Capítulo III presenta los resultados de la modelación de la inflación general y de la inflación del subgrupo de alimentos y bebidas de los países pares seleccionados, utilizando las funciones impulso/respuesta de un VAR estructural. Por último, se presentan las conclusiones.

## II. ANÁLISIS DE LOS PROCESOS INFLACIONARIOS

Los procesos inflacionarios de los países del CMCA han estado típicamente asociados a los siguientes factores: choques de oferta y/o demanda, traspaso de los tipos de cambio nominales, regímenes cambiarios que generan déficit cuasifiscales, políticas fiscales expansivas y sostenidas que provocan déficit fiscales permanentes, ajuste de precios, tarifas controladas, salarios mínimos, expectativas inflacionarias de los agentes, inflación importada de Estados Unidos y choques recurrentes del precio del petróleo. Pese a su innegable impacto inflacionario, estos factores pocas veces son tomados en cuenta, y cuando se les relaciona no se cuantifica la magnitud de su impacto ni duración.

El análisis de los determinantes inflacionarios en los países de la región indica que un factor reciente y poderoso es el aumento del precio internacional de los hidrocarburos. Por esta razón enfocamos la asociación estadística entre precios del petróleo y tasas de inflación, obteniendo una relación significativa. Por otro lado, la transmisión de inflación entre los países supone intercambio de bienes comercializables, así que el análisis enfoca también la evolución reciente del comercio intrarregional y la estructura de importaciones.

### 1. Análisis del ciclo y volatilidad de la inflación en Centroamérica y la República Dominicana

El ciclo inflacionario de la región en el período 1996-2006 inicia con una notable desaceleración, de 13,9% en 1996 a 7,3% en 2002.<sup>109</sup> En el bienio 2002-2003, los precios volvieron a repuntar, alcanzando su máximo, 9,3%, en marzo-julio de 2005. A partir de agosto de ese año, el ritmo inflacionario empezó a bajar de nuevo, hasta 8,6% en mayo de 2006 (véase el gráfico 1.1).

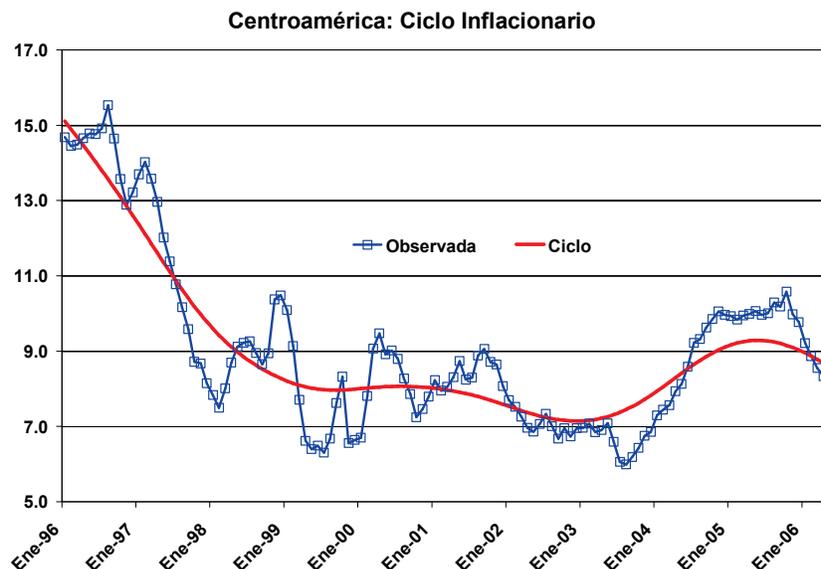
La inflación en Costa Rica, El Salvador y Guatemala presenta un comportamiento cíclico muy similar al promedio regional, mientras que en Honduras y Nicaragua se observan patrones atípicos. En Honduras hay un decrecimiento monótono (sin patrón cíclico alguno), mientras que

---

<sup>109</sup> El ciclo se estima aplicando una tasa de variación interanual a la tendencia obtenida con el filtro Hodrick-Prescott Ampliado al componente tendencia-ciclo del IPC regional, obtenido de los IPC individuales, ponderado con el peso económico de cada país.

en Nicaragua hay un comportamiento totalmente atípico, con una ola inflacionaria entre agosto de 1997 y septiembre de 1999, cuando en el resto de países seguía disminuyendo (véase el gráfico 1.2).

Gráfico 1.1

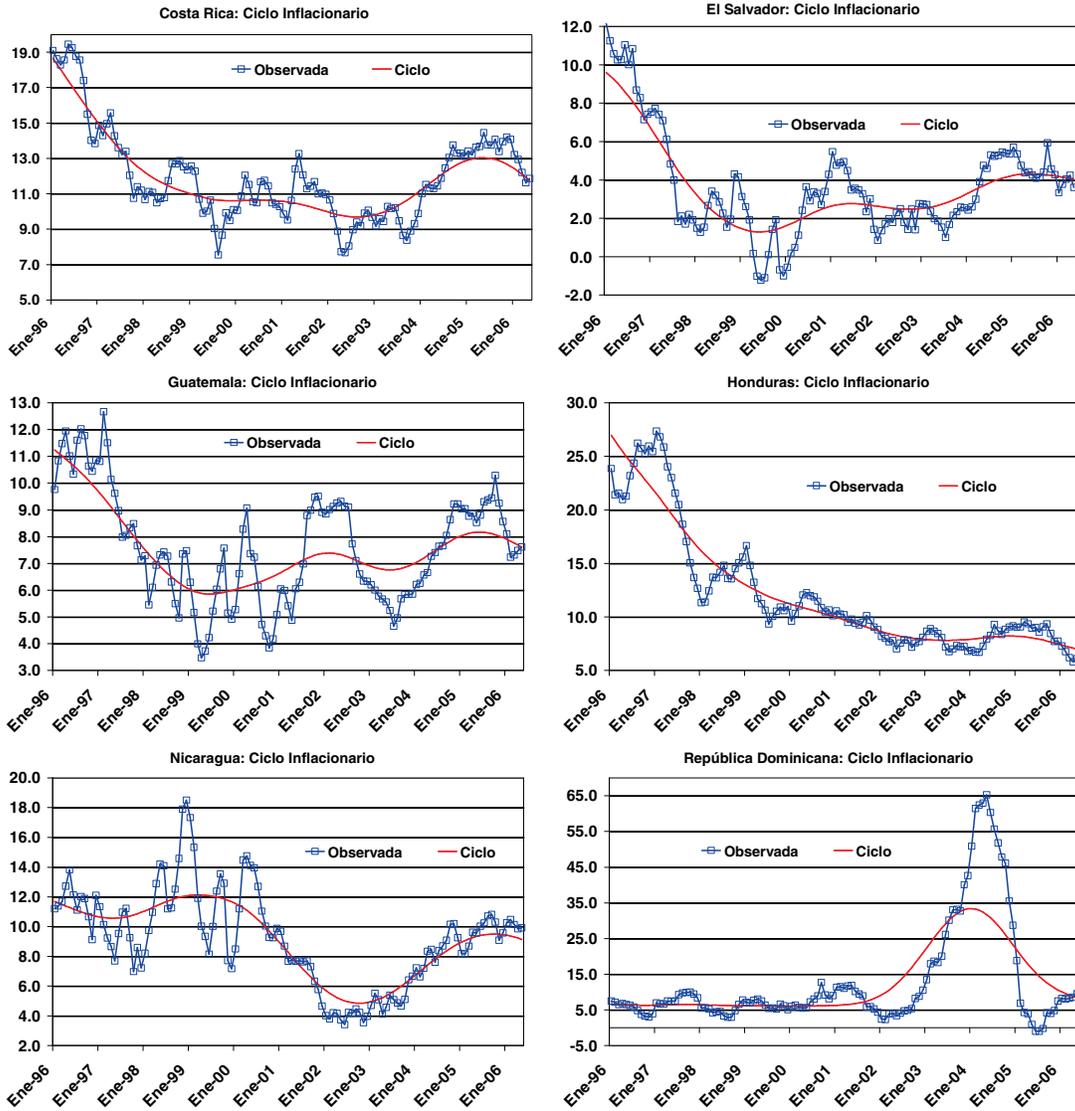


La inflación de la República Dominicana ha seguido un patrón muy diferente al de los países centroamericanos, con una media de inflación relativamente baja (6,5%) entre enero de 1996 y junio de 2001, y una inusitada expansión originada en serios problemas bancarios y el consecuente rescate del Banco Central para evitar el colapso del sector financiero. La onda expansiva en precios alcanzó un máximo de 33,4% en enero de 2004, seguida por el restablecimiento gradual de la confianza y la desaceleración del ritmo inflacionario, hasta 8,5% en mayo de 2006, similar a Centroamérica.

Un aspecto interesante es la volatilidad del ritmo inflacionario, pues es conocido que, en condiciones de inflación moderada, la variación de precios puede tener efectos más nocivos que el nivel de inflación mismo. Una inflación relativamente estable es fácilmente incorporada a los cálculos de empresas y familias, lo que permite enfrentarla con anticipación. No así los sobresaltos inflacionarios. La República Dominicana, Honduras y Nicaragua presentan el mayor grado de volatilidad en el periodo, siguiendo El Salvador, Guatemala y Costa Rica, en ese orden (véase el cuadro 1.1).<sup>110</sup>

<sup>110</sup> Para comparar la volatilidad de los países se ha utilizado el promedio mensual de la suma de las diferencias al cuadrado de la inflación observada y el ciclo estimado. Es una medida alternativa al tradicional coeficiente de variación.

Gráfico 1.2



Cuadro 1.1

<b>Centroamérica y República Dominicana: Ciclo de inflación</b>						
Período	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Nicaragua	R Dominicana
<i>En 96-May 06</i>						
Promedio	11.9	3.6	7.5	12.0	9.1	12.5
Máximo	18.7	9.6	11.2	27.0	12.1	33.4
Mínimo	9.7	1.3	5.9	7.0	4.9	6.1
Rango	9.0	8.3	5.4	20.0	7.3	27.3
Coef. Volatilidad	1.2	1.7	1.6	3.6	3.2	85.6
<i>En 00-May 06</i>						
Promedio	11.1	3.1	7.2	8.6	7.7	16.4
Máximo	13.0	4.3	8.2	11.2	11.6	33.4
Mínimo	9.7	1.6	6.0	7.0	4.9	6.1
Rango	3.3	2.7	2.1	4.2	6.7	27.3
Coef. Volatilidad	1.0	1.1	1.7	0.7	1.4	136.9

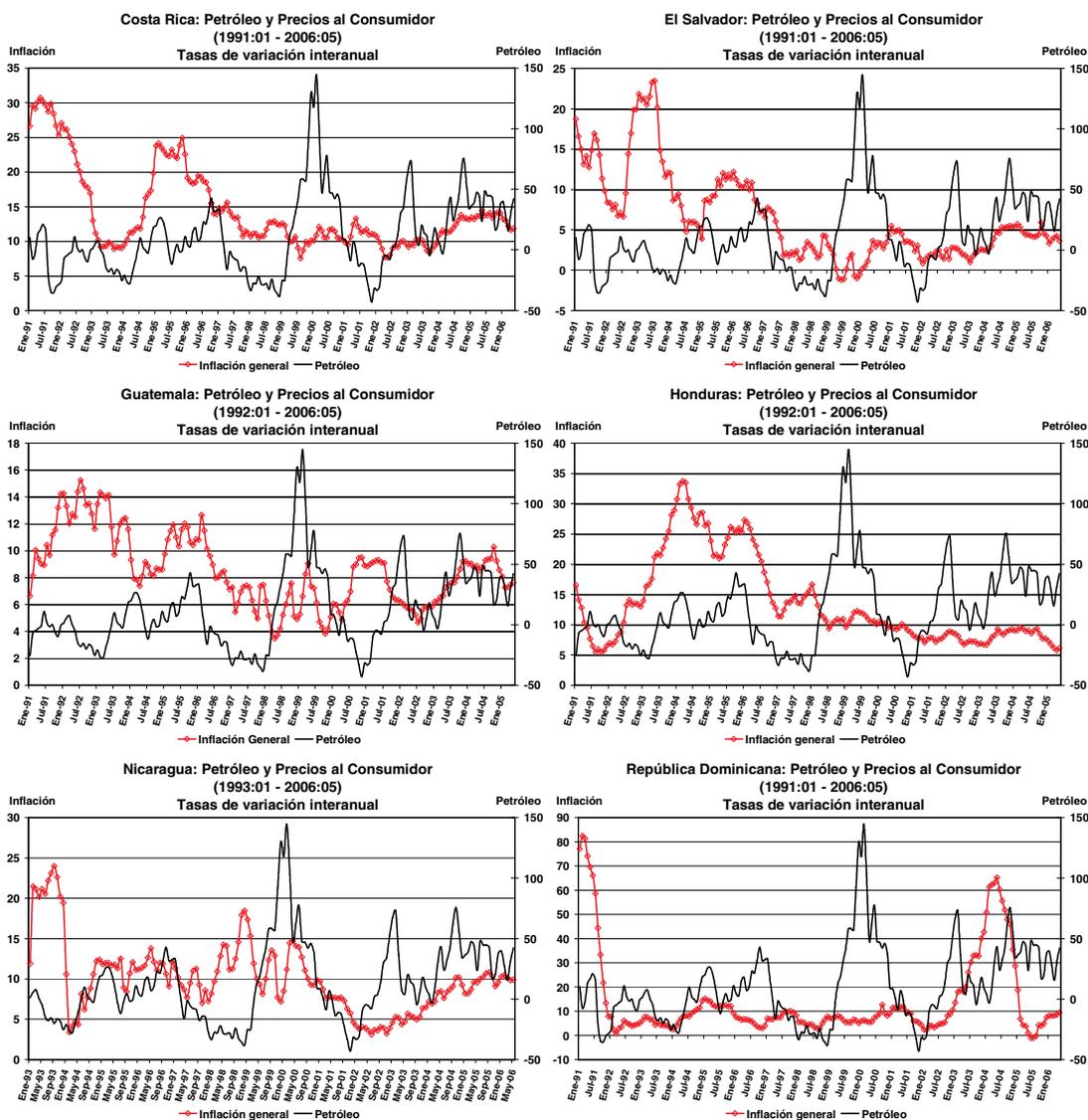
## 2. Precios internacionales del petróleo y repunte inflacionario en la actual década

El incremento del precio internacional del petróleo en años recientes ha impactado directa e indirectamente en la inflación general y en la variación de precios de algunos grupos de productos, más fuerte que en períodos anteriores. Por ejemplo, en 1999 y 2000, el precio internacional del petróleo varió 37,2% y 65,3% en promedio anual, sin que ello se reflejara en variaciones muy notorias de la inflación general (véase el gráfico 1.3).

Fue a raíz de los aumentos del precio del crudo registrados desde 2003, que las inflaciones generales comenzaron a mostrar alzas considerables en países que no habían aplicado medidas compensatorias. La diferencia a partir de ese año fue la persistencia de las alzas del precio del petróleo, tiempo suficiente para que el impacto provocara sucesivos ajustes de los precios domésticos en general.

De acuerdo con información de WTI, la tasa de variación de los precios del petróleo fue 21,8% en 2003, 34,3% en 2004, 37,2% en 2005 y 31,3% a junio de 2006. Ha sido en estos años cuando se han observado las tasas de inflación más altas en los países de la región. Los aumentos anteriores a 2003 no impactaron tanto porque fueron vistos como transitorios y, así, probablemente fueron amortiguados a costa de una menor rentabilidad de los negocios. Pero la escalada de precios del petróleo iniciada en 2003 no pudo ser absorbida por una menor rentabilidad, y empezó a trasladarse directa e indirectamente a los precios al consumidor. El resto del efecto lo generan las expectativas de mayores tasas de inflación, alimentadas por expectativas de mayores aumentos de precio del crudo, dada la estrechez de su demanda y oferta global, en un ambiente geopolítico que torna incierto su abasto.

Gráfico 1.3



De esta forma, entre 2003 y junio de 2006, los países pasaron de tener una inflación promedio anual como sigue: Costa Rica de 9,2% a 13,8%; El Salvador de 1,9% a 4,7%; Guatemala de 8,2% a 9,1%; Honduras de 7,7% a 8,8%; Nicaragua de 3,8% a 9,6% y la República Dominicana de 5,2% en 2002 a 8,5%.

La incidencia del comportamiento reciente de los precios del petróleo se expresa en sus coeficientes de correlación con las inflaciones generales de cada país en dos períodos diferentes (véase el cuadro 1.2). El primero es el período completo del análisis, donde se muestra que las inflaciones generales de la mayoría de los países no están fuertemente correlacionadas con la variación del precio internacional del crudo, y en algunos casos es negativa. El segundo período abarca desde enero de 2003 y muestra que el incremento sostenido del precio del petróleo termina impactando directa e indirectamente en la inflación general.

Cuadro 1.2

<b>Centroamérica y República Dominicana: Correlación entre la Inflación General y la Tasa de Variación de los Precios Internacionales del Petróleo</b>		
<i>PAISES</i>	<i>Muestra Completa</i>	<i>Muestra acotada (enero 2003 - junio 2006) con shock permanente en precios petróleo</i>
<i>Costa Rica</i>	-0.02	0.41
<i>El Salvador</i>	-0.17	0.53
<i>Guatemala</i>	0.02	0.48
<i>Honduras</i>	-0.12	0.56
<i>Nicaragua</i>	0.56	0.41
<i>República Dominicana</i>	0.03	0.29

El análisis del impacto inflacionario arroja que el sector más afectado en la mayoría de países es el transporte. Le siguen vestido, calzado y alimentos y bebidas no alcohólicas, todos comercializables. Otro sector afectado es esparcimiento y cultura (véanse los cuadros 7 - 12 del Anexo 1).

Para precisar el impacto en el periodo 2003-2006, se ejecutaron regresiones bivariadas con mínimos cuadrados ordinarios, con la inflación como variable endógena y la variación del precio del petróleo como variable exógena. Los coeficientes estimados dan una medida de la asociación entre ambas variables en cada país. Así, fue posible encontrar que el mayor impacto, 22,6% ocurre en Honduras, seguido de El Salvador, 22,3%, Guatemala 21,3%, la República Dominicana 18,7% y Nicaragua 16,6%. El impacto menor ha sido en Costa Rica, 13,3%.

Esta correlación será sumamente importante para evaluar la transmisión de inflación entre los países de la región. Siendo la evolución del precio del petróleo tan determinante para la inflación reciente, la variable deberá incluirse en el vector autorregresivo aplicado al caso.

### **3. Evolución del comercio intrarregional de los países del CMCA**

La apertura comercial fue una de varias reformas impulsadas por los países del CMCA en el marco de los programas de ajuste estructural de los ochenta. Con los años, la apertura se ha consolidado, a juzgar por el consenso de que la transformación económica de los países debe converger en sus actividades económicas con mayores ventajas comparativas, lo que permitirá mayor crecimiento y bienestar a mediano plazo.

Por ser pequeñas y abiertas, las economías del CMCA son tomadoras de precios internacionales, lo que hace razonable suponer que parte de la inflación doméstica de cada país

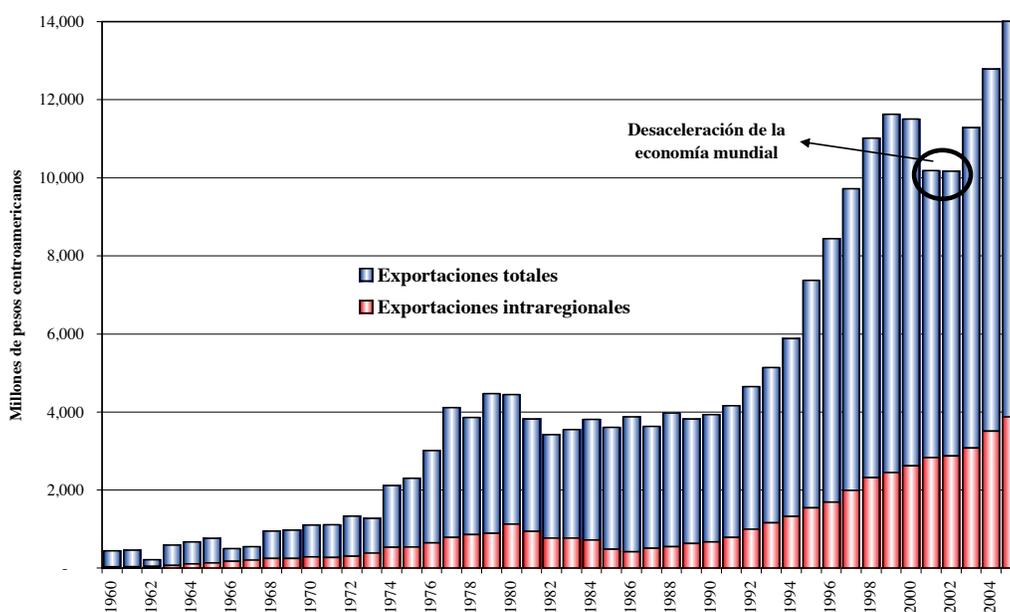
está relacionada con la inflación internacional, directamente influida por los precios de los bienes importados de consumo final, e indirectamente por el alza de precios de los bienes y servicios producidos internamente con insumos importados.

Dado que nuestro objetivo es explorar empíricamente la transmisión de inflación entre los países del CMCA, bajo la hipótesis de que ésta podría estar ocurriendo a través del comercio intrarregional de bienes, a continuación se hace una breve descripción de la evolución de estos flujos en los últimos años.

De la información del gráfico 1.4 se desprenden las siguientes conclusiones: i) las exportaciones intrarregionales crecieron a una tasa promedio anual de 12,7%, mientras que las exportaciones extrarregionales crecieron a una tasa menor de 6,3% entre 1987 y 2005; ii) la porción de exportaciones intrarregionales en el total de exportaciones de los países ha venido aumentando desde inicios de los noventa, alcanzando cerca de 28% en 2005 (contra 22% promedio anual en 1987-2005); iii) la desaceleración de la economía internacional en 2001 y 2002 provocó un impacto adverso en las exportaciones y el crecimiento de la región, el cual fue compensado, en parte, por el crecimiento del comercio intrarregional.

Gráfico 1.4

#### Evolución exportaciones totales e intrarregionales 1960-2005



Fuente: Elaborado por SECMA, con información del SIECA.

El comercio intrarregional de los años 1995, 2000 y 2005 (Anexo 1, gráficos 1-5) revela que Costa Rica es el país que importa menos bienes de la región. Nicaragua, Honduras y El Salvador son los que tienen mayor participación. Las exportaciones de Guatemala suman una proporción elevada del total regional. Es notable que la participación de las importaciones

regionales haya disminuido en todos los países a partir de 2005, lo cual puede deberse a la mayor importación de petróleo y derivados.

Un análisis más detallado de los flujos comerciales intrarregionales revela que los países más expuestos a la inflación importada son Nicaragua, Honduras y El Salvador, que son también los de mayor participación relativa en importaciones intrarregionales, con 23,2%, 22% y 15,1% en 2005 (véase el cuadro 1.3) Los países desde donde se originaron estas exportaciones, según su mayor participación, fueron Costa Rica y Guatemala para Nicaragua; Guatemala, El Salvador y Costa Rica para Honduras; y Guatemala para El Salvador.

Cuadro 1.3

**Origen y destino de las importaciones de los países del CMCA 2005**

País Origen	País de destino					
	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Nicaragua	República Dominicana
Costa Rica		2.7	3.2	<b>5.5</b>	<b>8.9</b>	1.0
El Salvador	1.0		<b>4.8</b>	<b>5.9</b>	<b>5.1</b>	0.3
Guatemala	1.8	<b>8.2</b>		<b>9.0</b>	<b>7.0</b>	0.5
Honduras	0.3	2.3	1.5		2.1	0.1
Nicaragua	0.6	1.9	0.4	1.7		0.1
República Dominicana	0.1	0.1	0.2	0.2	0.1	
<b>Total CMCA</b>	<b>3.7</b>	<b>15.1</b>	<b>10.1</b>	<b>22.3</b>	<b>23.2</b>	<b>2.1</b>
Estados Unidos	<b>41.0</b>	<b>43.3</b>	<b>33.1</b>	<b>37.5</b>	<b>20.1</b>	n.d.
Total	44.7	58.4	43.1	59.8	43.3	n.d.

Fuente: Elaborado por SECMA, con información suministrada por cada uno de los países.

Este mismo cuadro muestra la participación de las importaciones provenientes de Estados Unidos para cada país el año 2005, revelando que Costa Rica, El Salvador, y Honduras son los que podrían estar importando mayor inflación de su principal socio comercial.

### III. UN MODELO SIMPLE PARA EVALUAR LA TRANSMISIÓN DE LA INFLACIÓN

En esta sección se utilizarán diversas herramientas econométricas para evaluar la transmisión de la inflación entre los países miembros del CMCA, utilizando un modelo de vectores autorregresivos no estructural de tipo bivariado, donde las variables endógenas son las inflaciones generales. Inicialmente se correrán las pruebas de raíces unitarias con las inflaciones generales para identificar el orden de integración de las series y seleccionar los pares de países con los que se construirá el VAR no estructural.

De las 15 combinaciones de pares de países posibles, se seleccionaron aquellas cuya proporción de comercio fue mayor al 4%. Los pares que pasaron este primer filtro se sometieron a pruebas de correlación y se seleccionaron aquellos que exhibieron una correlación superior al 30%. Después de este segundo filtro, hubo un tercero, donde se seleccionaron los pares que superaron las pruebas de causalidad de Granger y de cointegración de Johansen. El cuarto filtro consistió en seleccionar los pares que presentaron evidencia de respuestas significativas ante impulsos de un VAR no estructural. Con los pares de países finalmente seleccionados se construyó un VAR estructural, utilizando variables que pudieran estar asociadas con la inflación general de los países, el cual será objeto del siguiente capítulo.

## 1. Pruebas de raíces unitarias

La metodología desarrollada en el análisis de regresión tradicional tiene una serie de supuestos a cumplir para que los resultados de las pruebas econométricas sean válidos. Uno de estos supuestos está relacionado con la estacionariedad de las series utilizadas en el análisis de regresión.

Una serie es estacionaria si su distribución es constante a lo largo del tiempo. Para muchas aplicaciones prácticas es suficiente considerar la llamada estacionariedad débil, esto es, cuando la media y la varianza de la serie son constantes a lo largo del tiempo, y el valor de la covarianza entre dos períodos sólo depende de la distancia o del rezago entre ambos periodos, no del tiempo en el cual se ha calculado la covarianza. Cabe mencionar que, a la luz de la experiencia, muchas series de tiempo económicas son no estacionarias.

La evaluación del orden de integración de las series estadísticas, previo a la elaboración de una regresión, es condición *a priori* para buscar una relación económica de equilibrio de largo plazo (cointegración). Para ello es necesario que las series tengan el mismo orden de integración. Si las series respectivas son estacionarias o  $I(0)$ , no será necesario practicar las pruebas de raíces unitarias, pues los métodos estándares de estimación son suficientes para estimar la relación de largo plazo.

Se efectuaron las pruebas de raíces unitarias Dickey Fuller Aumentada y Phillips Perron para cada serie estadística relevante. Los resultados se presentan en el Anexo 2 (véanse cuadros 1-7). En los casos de resultados no concluyentes, se hizo un análisis complementario con la función de autocorrelación y su respectivo correlograma.

Con la evidencia del cuadro 2.1 se puede concluir que las series de la inflación interanual son  $I(1)$  en la mayoría de los países, salvo la inflación interanual de la República Dominicana, que resultó  $I(0)$ .<sup>111</sup> Una vez elaboradas las pruebas de raíces unitarias se procede a realizar el resto de las pruebas para seleccionar los pares de países con los que se construirá el modelo VAR estructural.

---

<sup>111</sup> En el caso de República Dominicana, si el año 1991 no se considera de alta inflación, y el análisis de raíz unitaria se hace a partir de 1992, la serie resulta  $I(1)$ .

Cuadro 2.1

Prueba de raíces unitarias: Inflación interanual										
PAISES	Características de la prueba	Dickey Fuller Aumentada						Phillips Perron		
		sin constante, sin tendencia		con constante, sin tendencia		constante y tendencia		sin constante, sin tendencia	con constante, sin tendencia	constante y tendencia
		t-stat	lags	t-stat	lags	t-stat	lags	t-stat	t-stat	t-stat
Costa Rica	Niveles	-2.032 <sup>***</sup>	2	-2.861 <sup>**</sup>	2	-2.092 <sup>***</sup>	2	-2.021 <sup>*</sup>	-2.791 <sup>**</sup>	-2.019 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-9.546 <sup>+</sup>	1	-9.650 <sup>+</sup>	1	-9.957 <sup>+</sup>	1	-8.139 <sup>+</sup>	-8.133 <sup>+</sup>	-8.321 <sup>+</sup>
El Salvador	Niveles	-1.184 <sup>***</sup>	13	-1.178 <sup>***</sup>	13	-1.730 <sup>***</sup>	13	-2.123 <sup>*</sup>	-2.414 <sup>***</sup>	-2.682 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-5.211 <sup>+</sup>	12	-5.229 <sup>+</sup>	12	-5.186 <sup>+</sup>	12	-9.705 <sup>+</sup>	-9.703 <sup>+</sup>	-9.689 <sup>+</sup>
Guatemala	Niveles	-1.581 <sup>***</sup>	12	-2.337 <sup>***</sup>	12	-2.137 <sup>***</sup>	12	-5.846 <sup>+</sup>	-8.941 <sup>+</sup>	-7.988 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-11.237 <sup>+</sup>	11	-11.249 <sup>+</sup>	11	-11.191 <sup>+</sup>	11	na	na	na
Honduras	Niveles	-4.770 <sup>+</sup>	12	-3.4587 <sup>+</sup>	12	-0.906 <sup>***</sup>	12	-3.175 <sup>+</sup>	-2.296 <sup>***</sup>	-1.907 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	na	na	-5.377 <sup>+</sup>	12	-9.326 <sup>+</sup>	11	na	-8.283 <sup>+</sup>	-8.625 <sup>+</sup>
Nicaragua	Niveles	-1.590 <sup>***</sup>	4	-4.124 <sup>+</sup>	1	-4.202 <sup>+</sup>	1	-1.117 <sup>***</sup>	-2.884 <sup>*</sup>	-3.423 <sup>**</sup>
	Diferencia 1	-10.774 <sup>+</sup>	0	na	na	na	na	-11.183 <sup>+</sup>	-11.221 <sup>+</sup>	-11.628 <sup>+</sup>
República Dominicana	Niveles	-3.930 <sup>+</sup>	3	-5.037 <sup>+</sup>	3	-5.228 <sup>+</sup>	3	-3.435 <sup>+</sup>	-3.748 <sup>+</sup>	-3.741 <sup>++</sup>
	Diferencia 1	na	na	na	na	na	na	na	na	na

\* No se rechaza Ho. Al 1%; \*\* No se rechaza Ho. Al 5%; \*\*\* No se rechaza Ho. Al 10%.

+ Ho. se rechaza al 1%; ++ Ho. se rechaza al 5%; +++ Ho. se rechaza al 10%.

## 2. Participación del comercio intrarregional

Para seleccionar los pares de países de un VAR estructural, se analizó, como primer filtro, la estructura de comercio intrarregional, tomando por referencia las importaciones por país del resto de países regionales. Esta estructura comercial fue presentada en el apartado 1.3 del Capítulo I, de cuya información fueron seleccionados los pares de países con una proporción de importaciones igual o superior al 4%. Este umbral fue seleccionado una vez observados y analizados los porcentajes de comercio predominantes en la región. Los pares que poseen un porcentaje de importaciones igual o superior a 4% fueron los siguientes:

Costa Rica – Honduras  
Costa Rica – Nicaragua  
El Salvador – Guatemala  
El Salvador – Honduras  
El Salvador – Nicaragua  
Guatemala – Honduras  
Guatemala – Nicaragua

De acuerdo con el procedimiento descrito, a los pares de series se les calcularán los coeficientes de correlación para estimar la asociación entre ellos.

### 3. Correlaciones

Como segundo filtro se utilizó el coeficiente de correlación entre las series de los pares de países con un porcentaje de importaciones igual o superior al 4%. Se obtuvieron las correlaciones entre las inflaciones de los países para la muestra completa y dos períodos submuestrales. El primer período abarca de enero de 1991 a diciembre de 2002. Este período tuvo una relativa estabilidad de precios de hidrocarburos, no obstante el alza transitoria entre 1999 y 2000. El segundo período abarca de enero de 2003 a mayo de 2006, período de alzas constantes del precio del crudo.

De las correlaciones obtenidas puede deducirse que un porcentaje de correlación significativo gira en torno al 30%. De esta manera se delimitó el umbral a partir del cual las inflaciones podrían estar asociadas entre sí. En el período de la muestra completa, todos los países exhiben una correlación superior a 30%, salvo el par Costa Rica – Nicaragua (véase el cuadro 2.2). Dicho par aparece también con una correlación inferior al umbral durante el período previo al choque permanente del petróleo. En ese mismo período, los coeficientes de correlación de los pares El Salvador–Honduras y Guatemala–Nicaragua bajan por debajo del umbral, aunque muy cercanos al mínimo definido.

En el período del choque permanente de los precios del petróleo, todos los pares superan el 30%, incluyendo Costa Rica–Nicaragua, que en los períodos arriba analizados había mostrado una baja correlación. Dada esta evidencia, se concluyó que los pares seleccionados poseen una correlación relativamente alta, es decir, los pares que pasaron el primer filtro también pasaron el segundo.

Las correlaciones de las inflaciones de los países de la región durante el período completo han estado asociadas a los precios internacionales del petróleo. Como se observa en el cuadro 2.2, las correlaciones entre las inflaciones del período 2003:01–2006:05 inciden sobre las correlaciones del período completo. Los coeficientes de correlación del período 1991:01–2002:12 resultan inferiores a los del período completo en la mayoría de los casos.

Por ejemplo, la correlación entre las inflaciones de Costa Rica y El Salvador para el período completo es de 74%, pero si se excluye el período de fuerte incidencia de los precios del petróleo, se reduce a 73%. Es decir, la correlación del período completo estuvo influida por la correlación del 88% durante el período de mayor impacto de los precios del petróleo.

El análisis de la correlación entre inflaciones por subperíodos otorga mayor certeza de este tipo de asociación. Pudiera ser que la correlación fuera alta como resultado de un choque externo, no por alguna asociación directa entre ellas. El análisis de las correlaciones previas al choque permanente de los precios del petróleo permite asegurar que el fenómeno no es espurio y que el fuerte incremento de los precios del petróleo profundiza la asociación entre los pares de inflaciones seleccionados.

Cuadro 2.2

<b>Centroamérica y República Dominicana: Matriz de Correlaciones de las Inflaciones</b>			
<b>Período: 1991:01 - 2006:05</b>			
	<i>Guatemala</i>	<i>Honduras</i>	<i>Nicaragua</i>
<i>Costa Rica</i>	-.	0.81	0.14
<i>El Salvador</i>	0.74	0.32	0.61
<i>Guatemala</i>	-.	0.36	0.37
<b>Período: 1991:01 - 2002:12</b>			
	<i>Guatemala</i>	<i>Honduras</i>	<i>Nicaragua</i>
<i>Costa Rica</i>	-.	0.87	0.06
<i>El Salvador</i>	0.73	0.25	0.59
<i>Guatemala</i>	-.	0.30	0.29
<b>Período: 2003:01 - 2006:05</b>			
	<i>Guatemala</i>	<i>Honduras</i>	<i>Nicaragua</i>
<i>Costa Rica</i>	-.	0.44	0.88
<i>El Salvador</i>	0.88	0.52	0.77
<i>Guatemala</i>	-.	0.55	0.85

En el siguiente filtro se utilizarán pruebas de causalidad de Granger y de cointegración de Johansen, que permitirán identificar el sentido de la transmisión de la inflación y verificar la relación de equilibrio de largo plazo.

#### 4. Causalidad de Granger y cointegración de Johansen

Para realizar la prueba de causalidad de Granger se estima una regresión de la variable dependiente en función de sus rezagos y de los rezagos de la variable exógena. La prueba consiste en verificar la significancia estadística de los rezagos de la variable exógena, lo que confirma relaciones de causalidad en el sentido de Granger. Por ejemplo, para probar la causalidad de la inflación de Guatemala en la inflación de El Salvador, se estima una regresión de la inflación del segundo en función de sus rezagos y de los rezagos de la inflación del primero. Si los parámetros asociados con los rezagos de la inflación de Guatemala son no significativos, la inflación de Guatemala no Granger se transmite a El Salvador. La prueba arroja dos resultados al

invertir el orden de las variables y colocar como variable dependiente la originalmente considerada exógena. Así, en el sentido de Granger es posible asignar causalidad en ambos sentidos.

Las pruebas fueron aplicadas a las combinaciones de inflación de los pares de países que pasaron todos los filtros. Los rezagos fueron estimados según el criterio de Akaike. El cuadro 2.3 presenta las probabilidades de rechazar las hipótesis nulas de no causalidad en el sentido de Granger para los períodos 1991:01–2006:05, 1991:01–2002:12 y 2003:01–2006:05.

Cuadro 2.3

<b>Centroamérica y República Dominicana: Pruebas de Causalidad de Granger</b>				
<i>Hipótesis Nula</i>	<i>Rezagos</i>	<i>Probabilidad período</i> <i>1991:01 - 2006:05</i>	<i>Probabilidad período</i> <i>1991:01 - 2002:12</i>	<i>Probabilidad período</i> <i>2003:01 - 2006:05</i>
<i>HN_INF no Granger Causa a CR_INF</i>	4	0.02067	0.02995	0.00145
<i>CR_INF no Granger Causa a HN_INF</i>	4	0.21999	0.21094	0.33551
<i>NI_INF no Granger Causa a CR_INF</i>	3	0.72073	0.72954	0.20759
<i>CR_INF no Granger Causa a NI_INF</i>	3	0.45529	0.55221	0.18196
<i>GT_INF no Granger Causa a ES_INF</i>	2	0.85278	0.87106	0.90404
<i>ES_INF no Granger Causa a GT_INF</i>	2	0.01984	0.04707	0.40604
<i>HN_INF no Granger Causa a ES_INF</i>	5	0.33895	0.53133	0.05404
<i>ES_INF no Granger Causa a HN_INF</i>	5	0.00213	0.00975	0.46132
<i>NI_INF no Granger Causa a ES_INF</i>	2	0.58374	0.65741	0.21997
<i>ES_INF no Granger Causa a NI_INF</i>	2	0.22511	0.38328	0.08501
<i>HN_INF no Granger Causa a GT_INF</i>	2	0.85774	0.76723	0.1539
<i>GT_INF no Granger Causa a HN_INF</i>	2	0.06189	0.10155	0.64584
<i>NI_INF no Granger Causa a GT_INF</i>	2	0.726	0.87252	0.06749
<i>GT_INF no Granger Causa a NI_INF</i>	2	0.31814	0.31724	0.25964

Entre Honduras y Costa Rica habría una relación de causalidad en sentido Granger, del primero al segundo país. En el otro sentido, no hay evidencia de una relación de causalidad estadística. A pesar de la evidencia de asociación estadística entre las series, no habría causalidad económica. La causalidad económica está asociada con los mecanismos de transmisión de la inflación entre países, lo cual está vinculado con los flujos de comercio, principalmente. De ahí que la causalidad Granger de la inflación de Honduras hacia Costa Rica perdería validez al constatar que las importaciones del segundo provenientes del primero representan 0,3% del total (véase el cuadro 1.3).

Las pruebas para el par Costa Rica–Nicaragua no arrojan evidencia de causalidad Granger en ninguno de los dos sentidos. Algo similar ocurriría con el par Guatemala–Nicaragua, con la diferencia de que habría significancia estadística al 10% de Nicaragua a Guatemala durante el

período de fuerte incremento del precio del petróleo. Esto debilita la contundencia de la prueba, pues no habría evidencia de causalidad estadística en el período completo, ni en el previo al choque petrolero. En igual situación está la relación entre la inflación de El Salvador y Nicaragua.

Entre El Salvador y Guatemala, la relación de causalidad Granger se da del primero al segundo, pero se perdería durante el período de aumento significativo y sostenido de los precios del petróleo. La relación de causalidad El Salvador-Honduras iría del primero al segundo durante el período de análisis y el período completo de la muestra. Entre Guatemala y Honduras existiría una relación Granger del primero al segundo el período completo de la muestra, con un nivel de significancia de 10%.

De la evidencia anterior se deriva que los pares El Salvador–Guatemala, Guatemala–Honduras y El Salvador–Honduras serían seleccionados al pasar las pruebas de causalidad Granger. Queda pendiente especificar los tipos de productos comercializados entre los países, suponiendo razonablemente que en su mayoría son bienes de consumo final con incidencia directa en los precios. Para estimar el grado de afectación de la inflación de un país a su vecino, en los párrafos que siguen se mostrarán los resultados de un modelo VAR no estructural para obtener las funciones impulso respuesta y así verificar el grado de transmisión del fenómeno.

Las pruebas de cointegración de Johansen se correrán para los siete pares de países que pasaron el segundo filtro, incluyendo las pruebas de causalidad Granger.

La existencia de una ecuación de cointegración por cada par de países sería suficiente para aceptar que las tasas de inflación poseen una relación de largo plazo,<sup>112</sup> es decir, que la existencia de una relación de causalidad no sería espuria, sino resultado de un proceso estacionario y, por tanto, de largo plazo. Las pruebas de cointegración que se presentan en el cuadro 2.4 corresponden a los períodos 1991:01–2002:12 (sin choque petrolero significativo) y 2003:01–2006:05 (con choque petrolero significativo).

Los procesos inflacionarios de El Salvador y Guatemala presentan dos ecuaciones de cointegración, lo que indicaría que las series son estacionarias en nivel, es decir, las inflaciones son integradas de orden cero, lo cual refutaría la evidencia del párrafo 2.1, donde se indicó que las series –en su mayoría– eran integradas de orden uno. Todo esto podría ser resultado del reducido número de observaciones.

Dado que con las pruebas de cointegración de Johansen no fue posible identificar una relación de equilibrio en las inflaciones de El Salvador y Honduras y en las de Guatemala y Honduras, se utilizaron mínimos cuadrados ordinarios para probar si los errores eran ruido blanco. Se corrió una ecuación de largo plazo con los rezagos recomendados por el criterio de Akaike, concluyendo que las ecuaciones estimadas poseían errores estacionarios, es decir, las series de errores estimados no poseían una raíz unitaria y, por tanto, las series de las inflaciones

---

<sup>112</sup> La existencia de dos ecuaciones de cointegración en un VAR bivariado significa que ninguna de las series posee raíz unitaria y que, por tanto, un VAR estacionario podría obtenerse con las series en nivel.

entre los países presentan una relación de largo plazo. Esto contradice las pruebas de cointegración de Johansen, lo cual puede ser resultado de la baja comprehensividad de las pruebas mismas.<sup>113</sup>

Para el período en el que las inflaciones fueron afectadas por la volatilidad y alza de los precios internacionales del petróleo, no se encuentra ninguna relación de equilibrio. Esta evidencia podría deberse a los reducidos grados de libertad, dado que, como se indicó arriba, sí habría muestras de alta correlación en el período muestral.

Cuadro 2.4

Centroamérica y República Dominicana: Ecuaciones de Cointegración en un Modelo Simple de Inflación						
Pares de países	Muestra: 1991:01 - 2002:12			Muestra: 2003:01 - 2006:05		
	<i>Probabilidad para rechazar las siguientes hipótesis nulas con base en los estadísticos de traza:</i>			<i>Probabilidad para rechazar las siguientes hipótesis nulas con base en los estadísticos de traza:</i>		
	<i>No existen ecuaciones de cointegración</i>	<i>Existe a lo sumo 1 ecuación de cointegración</i>	<i>Número de ecuaciones de cointegración</i>	<i>No existen ecuaciones de cointegración</i>	<i>Existe a lo sumo 1 ecuación de cointegración</i>	<i>Número de ecuaciones de cointegración</i>
<i>Costa Rica - Honduras</i>	0.0042	0.0900	1	0.5448	0.4676	0
<i>Costa Rica - Nicaragua</i> <sup>1/</sup>	0.1101	0.0580	0	0.2395	0.0909	0
<i>El Salvador - Guatemala</i>	0.0000	0.0308	2	0.2494	0.1072	0
<i>El Salvador - Honduras</i> <sup>1/2/</sup>	0.2624	0.2683	0	0.7518	0.3478	0
<i>El Salvador - Nicaragua</i>	0.0156	0.0038	2	0.4281	0.1038	0
<i>Guatemala - Honduras</i> <sup>3/</sup>	0.2247	0.1327	0	0.9177	0.3978	0
<i>Guatemala - Nicaragua</i>	0.0964	0.0399	1	0.3303	0.1049	0

1/ Se hicieron dos regresiones con MCO utilizando los rezagos según AIC para el período 1991:01 - 2002:12 y se encontró dos ecuaciones de cointegración al comprobar que los errores eran estacionarios.

2/ Se hicieron las pruebas para el subperíodo 1992:07 - 1998:12 y se encontró una ecuación de cointegración al 5%.

3/ Se hicieron dos regresiones con MCO utilizando los rezagos según AIC para el período 1991:01 - 2002:12 y se comprobó la existencia de una ecuación de cointegración.

En conclusión, con este tercer filtro los pares de países seleccionados fueron:

El Salvador – Guatemala

El Salvador – Honduras

Guatemala – Honduras

Resta el cuarto filtro, consistente en revelar evidencia con las funciones impulso – respuesta.

<sup>113</sup> QMS, 2004.

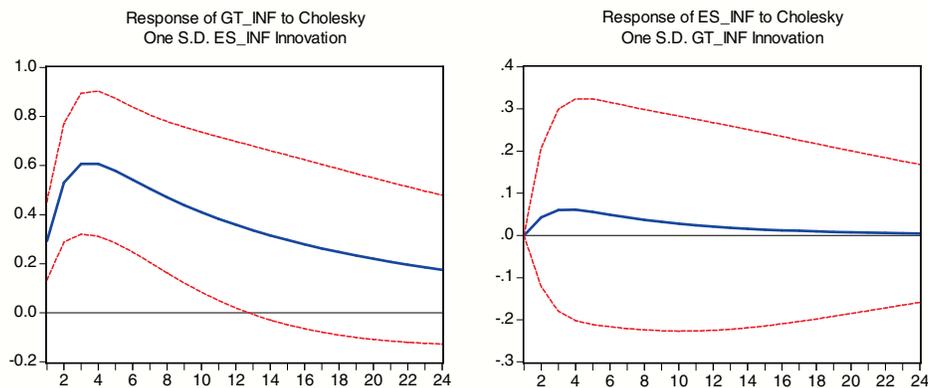
## 5. Funciones impulso respuesta con un VAR no restringido

Con un VAR no restringido, a partir del cual se obtuvieron las pruebas de cointegración de Johansen, se estimaron las funciones de impulso respuesta de innovaciones con el método de descomposición de Cholesky. Para realizar las pruebas se utilizó la muestra completa, pues, como se demostró arriba, hay evidencia de que la fuerte asociación durante el choque petrolero no fue espuria.

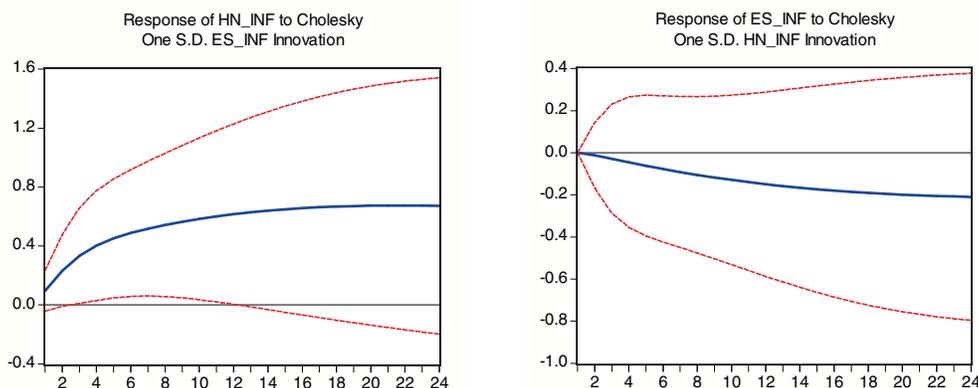
De manera particular interesa evaluar las funciones impulso respuesta de los pares de inflaciones de países que pasaron los filtros. Este último filtro pretende identificar alguna respuesta significativa de las olas inflacionarias entre los pares siguientes: El Salvador-Guatemala, El Salvador-Honduras y Guatemala-Honduras.

Las olas de inflación en El Salvador estimulan la inflación de Guatemala, de manera creciente hasta el tercer mes, hasta comenzar a disminuir de manera paulatina. En cambio, la respuesta de la inflación de El Salvador a una ola de inflación de Guatemala es muy baja (véase el gráfico 2.1).

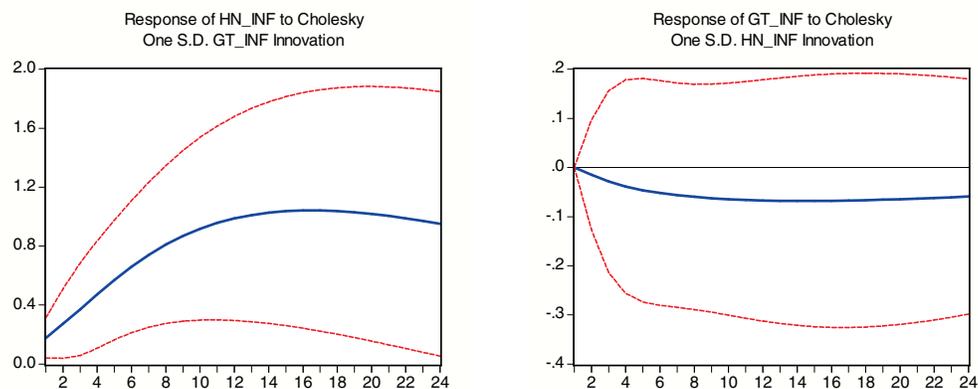
Gráfico 2.1



Con relación a las funciones impulso respuesta entre El Salvador y Honduras, se aprecia que la respuesta de la inflación de Honduras ante un estímulo inflacionario de El Salvador tiende a ser sostenida, con un pico máximo en el período 21. Por su parte, la inflación de El Salvador responde negativamente a un estímulo inflacionario de Honduras (véase el gráfico 2.2).

**Gráfico 2.2**

La respuesta de la inflación de Honduras a un estímulo de Guatemala muestra una tendencia creciente que alcanza su máximo más de doce meses después (véase el gráfico 2.3). La respuesta en torno a los doce meses es aproximadamente un punto porcentual. Por otra parte, la respuesta de la inflación de Guatemala a impulsos de la inflación de Honduras es negativa en todos los períodos.

**Gráfico 2.3**

En resumen, en esta sección se analizó el grado de integración de las series de las inflaciones de los países de la región, concluyendo que, en su mayor parte, representan procesos integrados de orden uno. A partir de esta información se aplicó un procedimiento para filtrar las quince combinaciones posibles de pares ordenados de inflaciones. El primer filtro probó si los pares cumplían un porcentaje de importación proveniente de sus vecinos mayor o igual a 4%. El segundo filtro probó si las inflaciones entre los pares exhibían una correlación superior a 30%. El tercer filtro se dividió en dos partes: la primera seleccionó los pares de países con evidencia de causalidad Granger; la segunda probó si éstos mostraban una relación de cointegración según las

pruebas de Johansen. El cuarto y último filtro probó evidencia de funciones impulso respuesta significativas con un modelo de vectores autorregresivos no estructurales.

La conclusión principal del capítulo es la evidencia de transmisión de la inflación calculada con vectores autorregresivos no restringidos en los siguientes países: de El Salvador a Guatemala; de El Salvador a Honduras; y de Guatemala a Honduras. En el siguiente capítulo se analizarán estas evidencias con mayor detalle, incorporando variables determinantes de las inflaciones en el vector autorregresivo e imponiendo restricciones estructurales.

#### IV. UN MODELO ESTRUCTURAL PARA EVALUAR LA TRANSMISIÓN DE INFLACIÓN

En este capítulo se presentará un modelo de vectores autorregresivos estructural para evaluar la transmisión de inflación entre los pares seleccionados, con otras variables inflacionarias bajo control, como el precio internacional del petróleo y la inflación de Estados Unidos. Como tarea adicional se evaluará la evidencia de transmisión de inflación en la variación de los precios de alimentos y bebidas, el cual presentó la mayor variación en el período de la muestra y que corresponde a los bienes que se comercian más en la región.

##### 1. Definición del modelo VAR estructural

Un modelo con vectores autorregresivos estructurales incorpora restricciones en las funciones impulso respuesta para hacer independientes los términos de error que los mismos impulsos generan. Se diferencia del modelo VAR no restringido del capítulo anterior en que incluye variables adicionales que inciden en el comportamiento de las inflaciones de cada país y entre ellos.

Las variables a incluir en el vector, además de las inflaciones ya filtradas,  $inf_a$  e  $inf_b$ , son las tasas de variación de los índices de volumen de actividad económica de cada país  $timae_a$  y  $timae_b$ , la variación del tipo de cambio bilateral  $ttc$  y la variación del precio internacional del petróleo  $tpp$ . A éste se le denominó Modelo 1. Hay un modelo alternativo que sustituye la variación del precio internacional del petróleo por la inflación de Estados Unidos  $inf_usa$ , el cual se identificó como Modelo 2. La representación formal de los vectores utilizados sería la siguiente:

$$\text{Variables del Modelo 1: } \begin{pmatrix} inf_a \\ inf_b \\ timae_a \\ timae_b \\ ttc \\ tpp \end{pmatrix} \quad (3.1)$$

$$\text{Variables del Modelo 2: } \begin{pmatrix} inf\_a \\ inf\_b \\ timae\_a \\ timae\_b \\ ttc \\ inf\_usa \end{pmatrix} \quad (3.2)$$

**a) Precios al consumidor**

Como se indicó, las inflaciones corresponden a la variación interanual del índice general de precios al consumidor. Se utilizarán las inflaciones generales de los países que pasaron los filtros. En un ejercicio siguiente se empleará la variación interanual del índice de precios del subgrupo alimentos y bebidas.

**b) Índice de volumen de actividad económica**

Como variable de escala se emplea la variación interanual del Índice Mensual de Actividad Económica (IMAE). Su inclusión es pertinente porque, en algunas circunstancias, un crecimiento económico sostenido por arriba de la tendencia podría generar presiones inflacionarias por sobrecalentamiento.

**c) Tipo de cambio bilateral**

Se utilizó la tasa de variación del tipo de cambio nominal bilateral entre los países incluidos en cada VAR estructural, suponiendo que las variaciones bilaterales podrían ser transmitidas hacia la inflación general en los países.

**d) Precios del petróleo**

Como variable del precio del petróleo se utilizó la tasa de variación interanual del precio del petróleo *West Texas Intermediate* (WTI). Como se ha venido mostrando, el precio de los hidrocarburos ha estado directamente asociado con la inflación de los países, sobre todo desde 2003, cuando comenzó a subir de manera fuerte y sostenida.

**e) Inflación de Estados Unidos**

La inflación de Estados Unidos fue calculada como la tasa de variación interanual en su propio índice de precios al consumidor. Dada la estructura de las importaciones de los países de la región, la inflación doméstica resulta muy estimulada por la variación de los precios de sus socios comerciales, en particular Estados Unidos.

Para seleccionar los rezagos se emplearon los criterios de información de Akaike y Schwarz, más las pruebas de exclusión de rezagos de Wald. Ante diferencias en el orden de los rezagos por los criterios de información, generalmente se seleccionaron dos rezagos y se comprobó su significancia estadística con las pruebas de exclusión.

Como se indicó, la diferencia del VAR estructural con el VAR no restringido es la inclusión de restricciones en los impulsos para el análisis impulso respuesta. La incorporación de estas restricciones se conoce como “factorización estructural”,<sup>114</sup> cuyo objetivo es obtener términos de error ortogonalizados, es decir, no correlacionados con sus propios valores rezagados ni con el resto de variables en el VAR. Dado que se utilizó el software EViews, el tipo de modelos VAR estructurales emplea la siguiente identidad para el cálculo de las funciones impulso respuesta:

$$Ae_t = Bu_t \quad (3.3)$$

donde  $e_t$  y  $u_t$  son vectores de tamaño  $k$ , que para estos modelos equivale a seis elementos;  $e_t$  es el vector de residuos observados, mientras que  $u_t$  es el vector de innovaciones estructurales no observadas que se asumen ortonormales, es decir, valores únicamente en la diagonal y cero en el resto.  $A$  y  $B$  son matrices cuadradas estimadas de orden seis. El número de restricciones a aportar conjuntamente para las matrices  $A$  y  $B$  está definido por:

$$\frac{k(3k - 1)}{2} \quad (3.4)$$

que para estos modelos equivale a 51 restricciones.

Las restricciones utilizadas son de corto plazo y asumen la forma de restricciones de exclusión utilizando ceros. Para la definición de las restricciones se crearon las matrices  $A$  y  $B$  de (3.1). Los elementos de las matrices con valor “NA” fueron estimados por el software econométrico. El resto de valores son reconocidos como definidos. Las matrices  $A$  y  $B$  empleadas para estos modelos fueron las siguientes:

$$A = \begin{pmatrix} 1 & \text{NA} & \text{NA} & \text{NA} & \text{NA} & \text{NA} \\ 0 & 1 & \text{NA} & \text{NA} & \text{NA} & \text{NA} \\ 0 & 0 & 1 & \text{NA} & \text{NA} & \text{NA} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \text{NA} & \text{NA} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \text{NA} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad (3.5)$$

---

<sup>114</sup> Una ampliación del uso de restricciones en VAR utilizando EViews puede encontrarse en QMS (2004), *EViews 5 User's Guide*.

$$B = \begin{pmatrix} \mathbf{NA} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{NA} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{NA} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{NA} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{NA} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{NA} \end{pmatrix} \quad (3.6)$$

Usualmente, las restricciones de la matriz  $A$  son del tipo triangular inferior. Sin embargo, las seleccionadas forman una matriz triangular superior, ya que el objetivo fue identificar la respuesta de las inflaciones de los países de la región ante impulsos en el resto de variables, en particular los de la inflación de los socios comerciales.

Una vez identificadas las matrices  $A$  y  $B$ , las restricciones de corto plazo para el Modelo 1 tomarían la siguiente forma:

$$e_t^{inf\_a} = b_{11}u_t^{inf\_a} - a_{12}e_t^{inf\_b} - a_{13}e_t^{timae\_a} - a_{14}e_t^{timae\_b} - a_{15}e_t^{ttc} - a_{16}e_t^{tpp} \quad (3.7)$$

$$e_t^{inf\_b} = b_{22}u_t^{inf\_b} - a_{23}e_t^{timae\_a} - a_{24}e_t^{timae\_b} - a_{25}e_t^{ttc} - a_{26}e_t^{tpp} \quad (3.8)$$

$$e_t^{timae\_a} = b_{33}u_t^{timae\_a} - a_{34}e_t^{timae\_b} - a_{35}e_t^{ttc} - a_{36}e_t^{tpp} \quad (3.9)$$

$$e_t^{timae\_b} = b_{44}u_t^{timae\_b} - a_{45}e_t^{ttc} - a_{46}e_t^{tpp} \quad (3.10)$$

$$e_t^{ttc} = b_{55}u_t^{ttc} - a_{56}e_t^{tpp} \quad (3.11)$$

$$e_t^{tpp} = b_{66}u_t^{tpp} \quad (3.12)$$

La representación del Modelo 2 sería muy similar a la anterior, sustituyendo la variación de los precios del petróleo por la inflación de Estados Unidos. Es necesario aclarar que un choque de la  $i$ -ésima variable no sólo afecta directamente a la  $i$ -ésima variable, sino que es transmitido al resto de variables endógenas a través de la estructura dinámica de rezagos del VAR estructural. De esta forma, las funciones impulso respuesta identifican el efecto de un impulso, choque o innovación en los valores actuales y futuros de las variables endógenas.

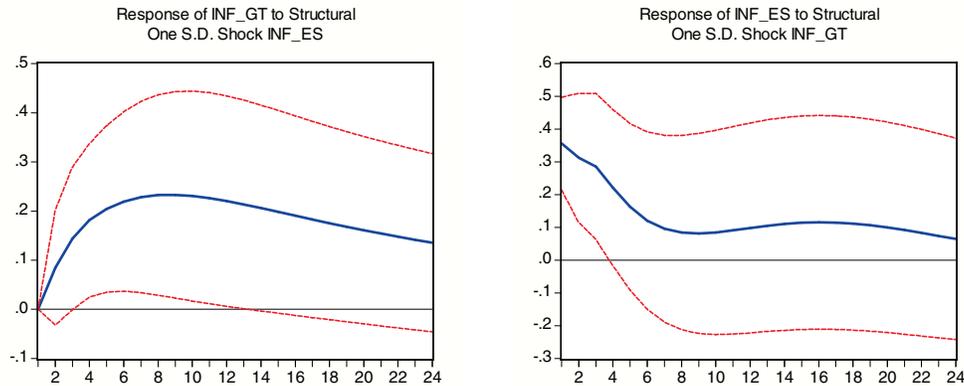
## 2. Resultados utilizando las inflaciones generales

El principal hallazgo con los modelos VAR estructural es la evidencia de transmisión significativa de inflación entre Guatemala–El Salvador, Guatemala–Honduras y El Salvador–Honduras. El gráfico 3.1 ilustra una respuesta significativa de la inflación de Guatemala por impulsos inflacionarios de El Salvador. El máximo valor se alcanzaría en el noveno mes, con tendencia descendente asintótica. La respuesta de El Salvador a choques de Guatemala es de corto plazo. El máximo se alcanza el primer mes y el decaimiento es inmediato, hasta perder fuerza alrededor del octavo período.

**Gráfico 3.1**

**EL SALVADOR – GUATEMALA**

(Modelo 1)



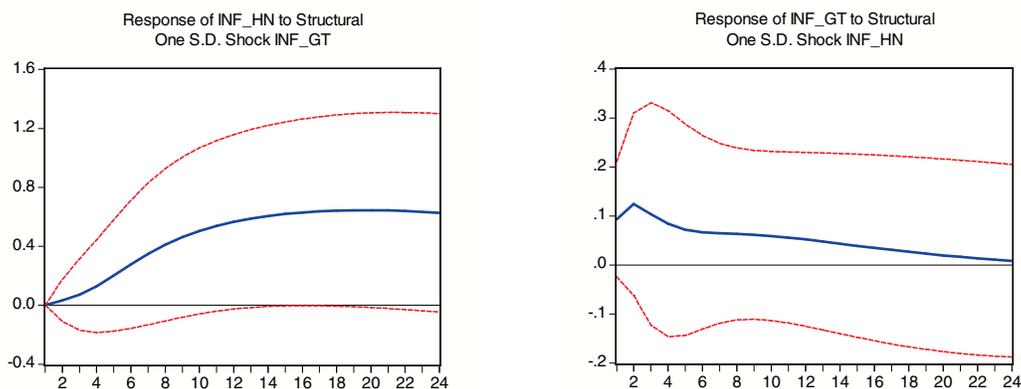
De acuerdo con el gráfico 3.2, la respuesta de Honduras ante impulsos desde Guatemala alcanza su máximo en el período 20 para luego decaer levemente. Guatemala, por su parte, recibe el máximo impulso en el segundo período, pero decae rápidamente, perdiendo fuerza en el corto plazo.

La respuesta de Honduras ante impulsos inflacionarios de El Salvador alcanza su máximo en el cuarto período, comenzando un descenso pronunciado, hasta desaparecer por completo alrededor del período 20 (gráfico 3.3). La respuesta de El Salvador ante impulsos inflacionarios de Honduras alcanza su máximo en el cuarto período, con una declinación rápida hacia cero. Las funciones de respuesta de Honduras y El Salvador son muy similares, pero la respuesta máxima ante los choques es mayor en el primero que en el segundo.

**Gráfico 3.2**

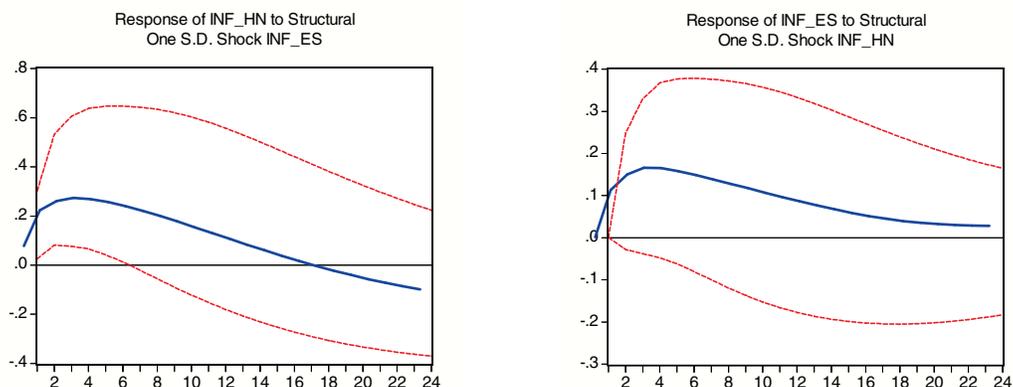
**HONDURAS – GUATEMALA**

(Modelo 1)



**Gráfico 3.3****EL SALVADOR – HONDURAS**

(Modelo 1)



Los resultados con el Modelo 2 no son sustancialmente diferentes de los encontrados con el Modelo 1 (gráfico 3.4).

En efecto, con el Modelo 2 las respuestas de la inflación de Guatemala y El Salvador ante impulso inflacionarios del otro país no cambian sustancialmente respecto de lo encontrado con el Modelo 1.

La respuesta de la inflación de Honduras ante impulsos de Guatemala se reduce casi a la mitad, aunque sigue mostrando un decaimiento muy leve hacia el final del período 24. La respuesta de Guatemala ante impulsos inflacionarios de Honduras es bastante similar en ambos modelos, aunque en el Modelo 2 el decaimiento es más suave que en el Modelo 1.

La respuesta de la inflación de Honduras ante impulsos de El Salvador es muy similar en intensidad y tendencia asintótica. La respuesta de la inflación de El Salvador ante impulsos de Honduras es similar en intensidad, pero el decaimiento hacia cero es mucho más rápido en el Modelo 2. A pesar de estas diferencias, se concluye que la evidencia de transmisión inflacionaria entre los países seleccionados es robusta.

Otra evidencia del modelo estructural utilizando el precio internacional del petróleo es que las magnitudes de las respuestas de las inflaciones a sus propios impulsos son significativas. Esta situación podría estar asociada con la inercia inflacionaria generada por las expectativas de los agentes económicos. Según el gráfico 3.5, el país con menor inercia es El Salvador, con respuesta máxima de 0,8 en el primer período y un decaimiento suave. Guatemala presenta su máximo en el segundo período, cercano a 0,9, con un decaimiento que pierde significancia rápidamente en torno al período 12. Honduras presenta la máxima respuesta cerca del cuarto período, con un decaimiento asintótico relativamente suave. Esta inercia ocurre también en el Modelo 2.

Gráfico 3.4

**EL SALVADOR – GUATEMALA; GUATEMALA – HONDURAS;  
EL SALVADOR – HONDURAS**

(Modelo 2)

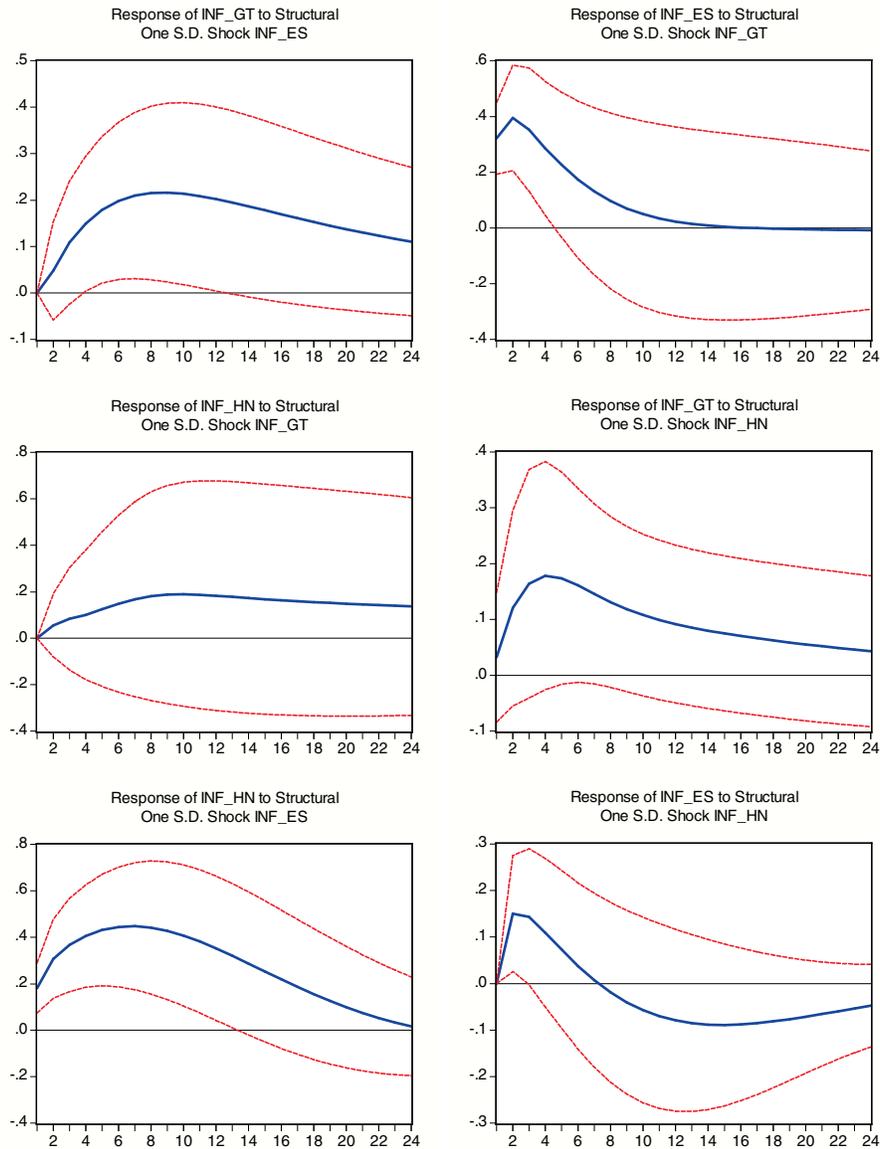
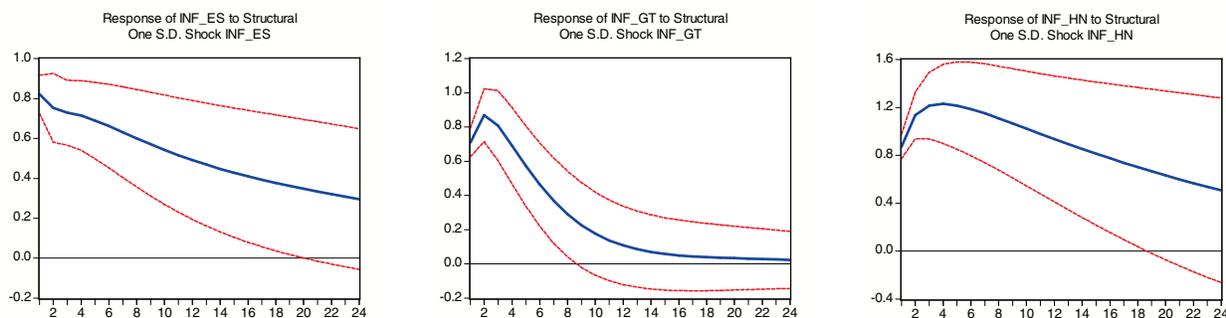


Gráfico 3.5

## EL SALVADOR, GUATEMALA Y HONDURAS: INERCIA INFLACIONARIA

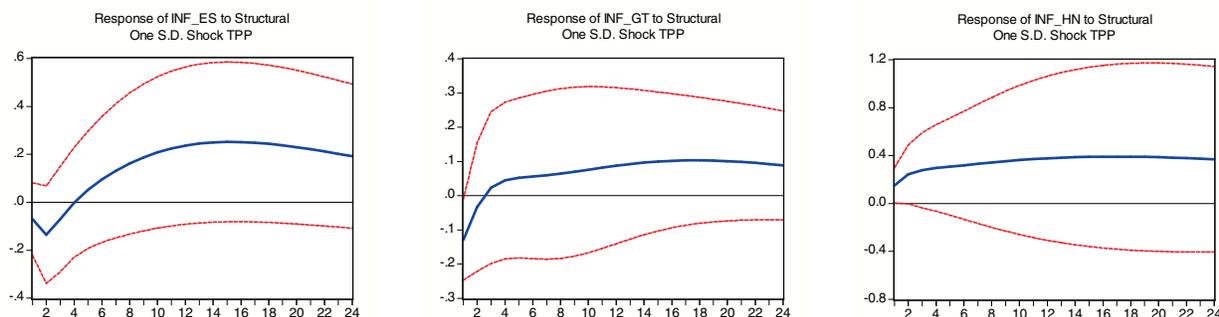
(Modelo 1)



La respuesta de las inflaciones de los países analizados a impulsos en los precios internacionales del petróleo es positiva. El principal hallazgo es que las respuestas de las inflaciones generales son moderadas, pero sostenidas en el tiempo. A pesar de que a principios de la actual década los precios internacionales del petróleo subieron mucho, no provocaron inflación sostenida, a diferencia de la ola alcista iniciada en 2003, cuyo choque podría señalarse como “permanente”. En el gráfico 3.6, las funciones impulso muestran un leve decaimiento asintótico.

Gráfico 3.6

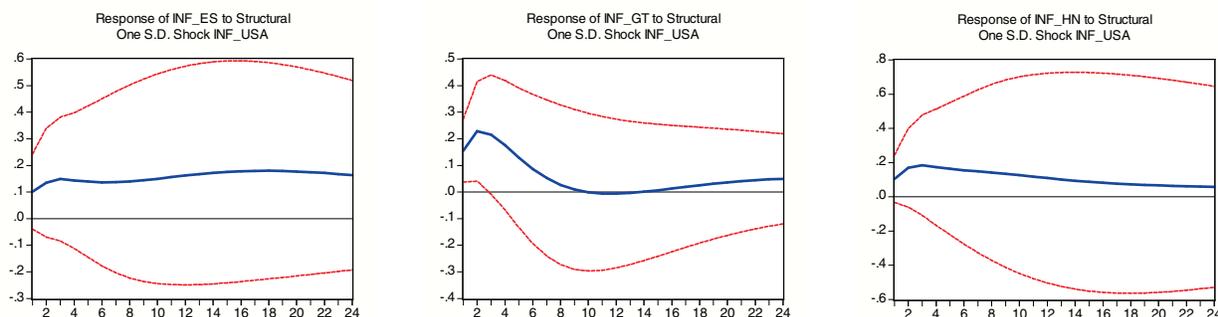
## EL SALVADOR, GUATEMALA Y HONDURAS: IMPACTO INFLACIONARIO DE LOS PRECIOS DEL PETRÓLEO



Por el contrario, las respuestas de las inflaciones de los países ante impulsos inflacionarios de Estados Unidos fueron moderadas (véase el gráfico 3.7). La respuesta de El Salvador es baja pero sostenida en el largo plazo, lo cual podría estar asociado a la adopción del dólar como moneda de curso legal. La respuesta de Guatemala se desvanece en el corto plazo, mientras que la de Honduras es baja, con decaimiento asintótico.

**Gráfico 3.7**

**EL SALVADOR, GUATEMALA Y HONDURAS: RESPUESTAS INFLACIONARIAS ANTE INNOVACIONES EN LA INFLACIÓN DE ESTADOS UNIDOS**



La sección siguiente muestra la evidencia de interacción entre las inflaciones estimadas a partir del subgrupo alimentos y bebidas.

**3. Resultados utilizando las inflaciones del subgrupo alimentos y bebidas**

El apartado anterior mostró evidencia de transmisión de inflación entre los países que pasaron los filtros. Aunque el propósito inicial fue encontrar evidencia para quince combinaciones posibles de países, únicamente fue posible realizar todas las pruebas y modelos con tres. Una posible explicación de haber encontrado tan pocos casos de relaciones de cointegración es que algunos componentes del IPC entre países pueden presentar variaciones opuestas o que sus configuraciones neutralicen la tendencia de largo plazo, suprimiendo así las relaciones de cointegración.

Para la selección del subgrupo del IPC en cada país, se realizó un breve análisis de la participación de cada subgrupo en la inflación general. La información estadística en el Anexo 1, cuadros 1–6. En Costa Rica, el subgrupo de mayor ponderación en el total es Alimentos, bebidas y tabaco (43,0%), con un coeficiente de variación de 27,4% en el período. La participación de la inflación del subgrupo alimentos, bebidas y tabaco en la inflación general fue de 46,6% durante el período 1996:01–2006:05.

En El Salvador, los subgrupos con mayor participación en la inflación general y la volatilidad fueron: alimentos y bebidas no alcohólicas, 31,8%; alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles, 20%; muebles, artículos para el hogar y para la conservación, 9,1%; transportes, restaurantes y hoteles, 6,8% cada uno.

En Guatemala, desde diciembre de 2001 hasta mayo de 2006, la mayor proporción de la inflación general es de alimentos y bebidas, 50%. En menor medida, educación, 10,5%; transporte y comunicaciones, 9%; vivienda, 8% y equipamiento y mantenimiento del hogar, 6,6%.

En Honduras, alimentos y bebidas no alcohólicas, alojamiento, agua, electricidad, gas, otros combustibles y transporte han aportado alrededor de 63% de la inflación interanual promedio en los últimos años, con los más altos coeficientes de variación de los IPC. Alimentos y bebidas no alcohólicas aportó 24,1%.

En Nicaragua, alimentos y bebidas, educación y vivienda y transporte y comunicaciones han aportado alrededor del 79% de la inflación interanual promedio. Alimentos y bebidas aportó 42,2%, período 2000:01 – 2006:05.

En la República Dominicana, alimentos, bebidas y tabaco tuvo la mayor participación, 32,7%, no muy lejos de transporte, 23,4% de la inflación general.

Por lo anterior, se realizó un análisis de la transmisión de inflación del grupo de alimentos y bebidas, siguiendo el procedimiento de filtros del capítulo anterior. Se escogió alimentos y bebidas porque: i) recoge un grupo de bienes comercializables, condición para que haya transmisión de la inflación por el comercio, ii) tiene la mayor ponderación en el IPC de cada país, y iii) marginalmente aporta la mayor inflación en el período de análisis relevante (véase el cuadro 3.1).

De manera similar al tratamiento de las series de las inflaciones generales, se procedió a analizar las características estadísticas de las series de la variación del índice de precios del subgrupo alimentos y bebidas. Inicialmente se realizaron las pruebas de raíces unitarias de Dickey Fuller Aumentada y de Phillips Perron, complementadas con el análisis de los correlogramas respectivos cuando las pruebas arrojaron ambigüedad.

Cuadro 3.1

**Grupos del IPC con mayor participación en la inflación de cada país**

Período	País	Inflación promedio	Características del grupo		
			Nombre	Participación <sup>1/</sup>	Ponderación <sup>2/</sup>
1996:01 2006:05	<b>Costa Rica</b>	11.8	Alimentos, bebidas y tabaco	5.5	43.0
1994:01 2006:05	<b>El Salvador</b>	4.4	Alimentos y bebidas no alcohólicas	1.4	33.5
2001:01 2006:05	<b>Guatemala</b>	7.6	Alimentos y bebidas	3.8	38.5
2000:01 2006:05	<b>Honduras</b>	8.7	Alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles	2.2	19.3
			Alimentos y bebidas no alcohólicas	2.1	31.8
2000:01 2006:05	<b>Nicaragua</b>	7.1	Alimentos y bebidas	3.0	38.5
1996:01 2006:05	<b>República Dominicana</b>	17.1	Alimentos, bebidas y tabaco	5.6	33.2

1/ Está expresado en puntos porcentuales del total de inflación promedio

2/ Se refiere a la ponderación del grupo en la canasta del IPC

Según el cuadro 3.2, todas las series de las inflaciones del subgrupo alimentos y bebidas son I(1), excepto la de Guatemala, cuya evidencia es ambigua, y El Salvador, que tendría una serie estacionaria. No obstante, al usar el análisis del correlograma en Guatemala y abreviar un año la muestra al inicio del período de análisis en El Salvador, ambos resultaron ser series I(1). La inflación del mismo subgrupo de Estados Unidos resultó ser una serie integrada de orden 1.

Cuadro 3.2

**Prueba de raíces unitarias: Inflación interanual del grupo de alimentos y bebidas**

PAISES	Prueba Características de la prueba	DICKEY FULLER AUMENTADA						PHILLIPS PERRON		
		<i>sin constante, sin tendencia</i>		<i>con constante, sin tendencia</i>		<i>constante y tendencia</i>		<i>sin constante, sin tendencia</i>	<i>con constante, sin tendencia</i>	<i>constante y tendencia</i>
		<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>
Costa Rica	Niveles	-1.112***	0	-2.710**	1	-2.649***	1	-1.112***	-2.405***	-2.334***
	Diferencia 1	-8.959+	0	-8.942+	0	-8.930+	0	-8.959+	-8.942+	-8.965+
El Salvador	Niveles	-3.700+	0	-4.306+	0	-4.137+	0	-3.773+	-4.306+	-4.137+
	Diferencia 1	na	na	na	na	na	na	na	na	na
Guatemala	Niveles	-1.203***	12	-2.253***	12	-2.194***	12	-5.470+	-7.613+	-7.024+
	Diferencia 1	-8.959+	11	-8.943+	11	-8.859+	11	na	na	na
Honduras	Niveles	-0.681***	13	-1.270***	13	-3.007***	13	-1.476***	-1.931***	-2.271***
	Diferencia 1	-4.853+	12	-4.836+	12	-4.928+	12	-8.852+	-8.830+	-8.774+
Nicaragua	Niveles	-1.086***	12	-2.374***	12	-2.262***	12	-0.977***	-2.543***	-2.581***
	Diferencia 1	-3.429+	11	-3.415++	11	-3.471++	11	-9.793+	-9.734+	-9.647+
Estados Unidos	Niveles	-0.473***	12	-3.237*	12	-3.234**	12	-1.491***	-3.749+	-3.736*
	Diferencia 1	-6.246+	11	-6.208+	11	-6.144+	11	-13.159+	na	-13.113+

\* No se rechaza Ho. Al 1%; \*\* No se rechaza Ho. Al 5%; \*\*\* No se rechaza Ho. Al 10%.

+ Ho. se rechaza al 1%; ++ Ho. se rechaza al 5%; +++ Ho. se rechaza al 10%.

Como en la segunda sección, en esta se seleccionó un grupo de pares de países con una relación comercial medida a través de sus importaciones de la región igual o superior a 4%. El análisis inicia con los siguientes pares de países:

- Costa Rica – Honduras
- Costa Rica – Nicaragua
- El Salvador – Guatemala
- El Salvador – Honduras
- El Salvador – Nicaragua
- Guatemala – Honduras
- Guatemala – Nicaragua

Se obtuvieron las correlaciones de los países para elegir los pares con asociación lineal alta, lo que contribuyó a elegir los pares a recibir tratamiento de los modelos VAR. De acuerdo con el cuadro 3.3, la mayoría de países presentaron coeficiente de correlación mayor a 30%,

salvo las correlaciones de Guatemala con Honduras y Nicaragua. La correlación es mayor en el período del aumento más permanente del precio del petróleo (2003-2006), al ser comparada con la del período anterior (1996-2002). Los resultados son similares a los del análisis de las inflaciones generales.

Cuadro 3.3

**Matriz de correlaciones de las inflaciones del grupo de alimentos**

PAISES	<i>Período: 1996:01 - 2006:05</i>				
	<i>Costa Rica</i>	<i>El Salvador</i>	<i>Guatemala</i>	<i>Honduras</i>	<i>Nicaragua</i>
<b>El Salvador</b>	<b>0.71</b>	--	--	--	--
<b>Guatemala</b>	<b>0.35</b>	<b>0.58</b>	--	--	--
<b>Honduras</b>	<b>0.72</b>	<b>0.71</b>	0.17	--	--
<b>Nicaragua</b>	<b>0.64</b>	<b>0.46</b>	0.13	<b>0.49</b>	--
<b>Estados Unidos</b>	<b>0.35</b>	<b>0.65</b>	<b>0.34</b>	<b>0.48</b>	<b>0.31</b>
PAISES	<i>Período: 1996:01 - 2002:12</i>				
	<i>Costa Rica</i>	<i>El Salvador</i>	<i>Guatemala</i>	<i>Honduras</i>	<i>Nicaragua</i>
<b>El Salvador</b>	<b>0.74</b>	--	--	--	--
<b>Guatemala</b>	0.20	<b>0.55</b>	--	--	--
<b>Honduras</b>	<b>0.83</b>	<b>0.82</b>	0.22	--	--
<b>Nicaragua</b>	<b>0.58</b>	<b>0.42</b>	-0.07	<b>0.53</b>	--
<b>Estados Unidos</b>	<b>0.42</b>	<b>0.71</b>	<b>0.36</b>	<b>0.68</b>	0.25
PAISES	<i>Período: 2003:01 - 2006:05</i>				
	<i>Costa Rica</i>	<i>El Salvador</i>	<i>Guatemala</i>	<i>Honduras</i>	<i>Nicaragua</i>
<b>El Salvador</b>	<b>0.59</b>	--	--	--	--
<b>Guatemala</b>	<b>0.91</b>	<b>0.78</b>	--	--	--
<b>Honduras</b>	<b>0.86</b>	<b>0.70</b>	<b>0.91</b>	--	--
<b>Nicaragua</b>	<b>0.85</b>	<b>0.73</b>	<b>0.89</b>	<b>0.80</b>	--
<b>Estados Unidos</b>	0.19	<b>0.60</b>	0.25	0.21	<b>0.46</b>

Posteriormente se realizaron las pruebas de causalidad de Granger para los países con los requisitos de participación mayor a 4% de las importaciones de otro país en sus importaciones totales y un alto grado de correlación. Los resultados de esta prueba, presentados en el cuadro 3.4, sugieren excluir al par formado por Nicaragua y El Salvador. Cabe señalar que se efectuaron las pruebas de cointegración de Johansen, encontrándose al menos una ecuación de cointegración para cada modelo realizado.

Según el test de causalidad de Granger, los pares de países seleccionados para la modelación econométrica fueron:

- Costa Rica – Honduras
- Costa Rica – Nicaragua
- El Salvador – Guatemala
- El Salvador – Honduras

Cuadro 3.4

**Pruebas de causalidad de granger (pares de países seleccionados)**

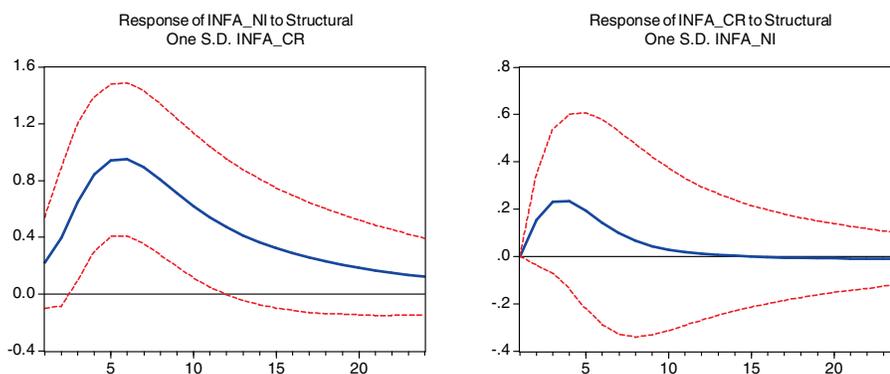
Hipótesis nula	Rezagos	Probabilidad 1996:01 - 2006:05	Rezagos	Probabilidad 1996:01 - 2006:05	Rezagos	Probabilidad 1996:01 - 2006:05
HN_INF no Granger Causa a CR_INF	2	0.2272	3	0.2569	4	0.3128
<b>CR_INF no Granger Causa a HN_INF</b>	2	0.2708	3	<b>0.0289</b>	4	<b>0.0447</b>
GT_INF no Granger Causa a ES_INF	2	0.2289	3	0.5187	4	0.7662
<b>ES_INF no Granger Causa a GT_INF</b>	2	0.3379	3	<b>0.0041</b>	4	<b>0.0016</b>
HN_INF no Granger Causa a ES_INF	2	0.4212	3	0.4786	4	0.5679
<b>ES_INF no Granger Causa a HN_INF</b>	2	<b>0.0475</b>	3	0.0914	4	<b>0.0023</b>
NL_INF no Granger Causa a ES_INF	2	0.4370	3	0.5613	4	0.3798
ES_INF no Granger Causa a NL_INF	2	0.9305	3	0.9640	4	0.8275
NL_INF no Granger Causa a CR_INF	2	0.2536	3	0.3802	4	0.5674
<b>CR_INF no Granger Causa a NL_INF</b>	2	<b>0.0053</b>	3	<b>0.0532</b>	4	0.0604

El modelo es un VAR estructural que incluye la inflación del grupo de alimentos y bebidas de los pares de países seleccionados y la del grupo de alimentos y bebidas de Estados Unidos.

En coherencia con las pruebas de causalidad, las funciones impulso respuesta de Costa Rica y Nicaragua señalan una mayor respuesta inflacionaria del subgrupo alimentos y bebidas del segundo ante impulsos del primero. Según el procedimiento del Capítulo II, no se encontró evidencia de causalidad Granger, ni relaciones de cointegración con las inflaciones generales para ambos países. Es probable que la variabilidad de los subgrupos del IPC de ambos países neutralicen los traslados de inflación. Hay evidencia de traslado de inflación de Costa Rica a Nicaragua por alimentos y bebidas.

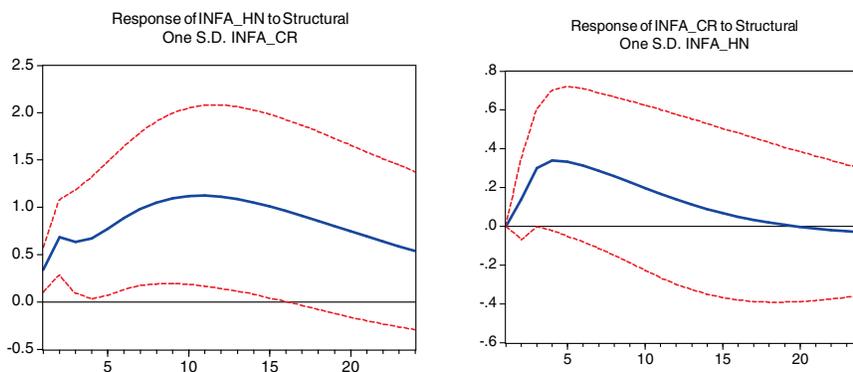
Según el gráfico 3.8, la respuesta de la inflación de alimentos y bebidas de Nicaragua a impulsos inflacionarios del subgrupo de Costa Rica, alcanza su máximo en el sexto período, para luego decaer asintótico y acelerado. Alimentos y bebidas de Costa Rica parece no responder en similar magnitud a impulsos de Nicaragua.

**Gráfico 3.8**



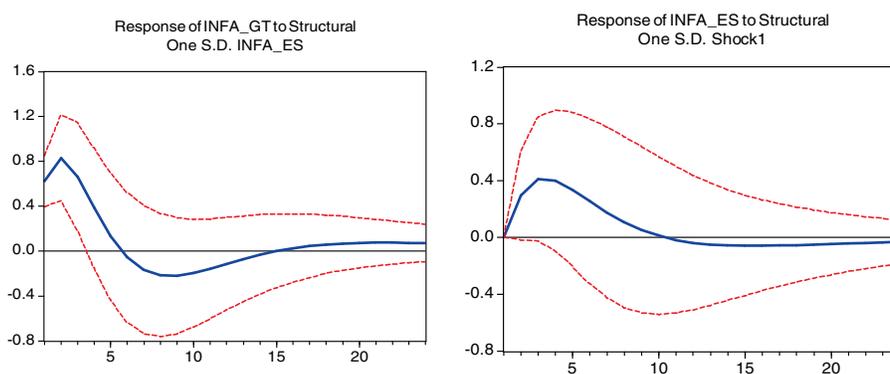
La respuesta de Honduras a impulsos inflacionarios de alimentos y bebidas de Costa Rica es significativa, con una permanencia superior a doce períodos. La inflación de alimentos y bebidas de Costa Rica no parece responder fuertemente a impulsos en Honduras (véase el gráfico 3.9). Por lo anterior, existe evidencia de traslado de inflación a través del subgrupo alimentos y bebidas de Costa Rica hacia Honduras.

**Gráfico 3.9**



En El Salvador–Guatemala habría evidencia de que la transmisión de inflación de alimentos y bebidas va más del primero al segundo que viceversa (véase el gráfico 3.10). La respuesta de Guatemala ante impulsos de El Salvador decae rápido y desaparece en menos de seis períodos. El decaimiento de la respuesta de El Salvador también es rápido, con su máximo en torno al segundo período.

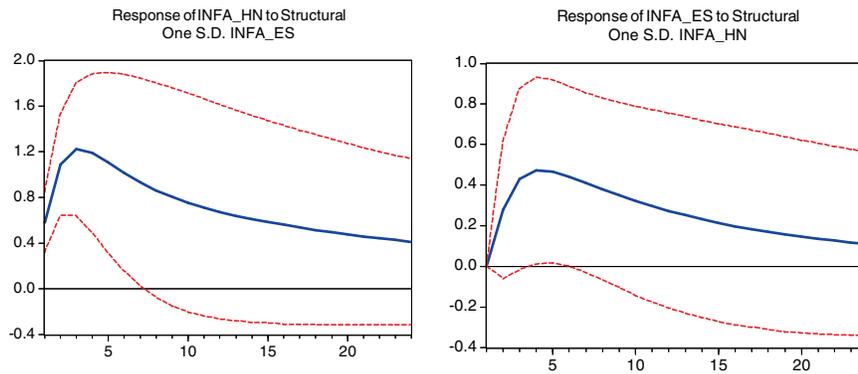
**Gráfico 3.10**



La respuesta de la inflación a partir del subgrupo alimentos y bebidas en Honduras ante impulsos de El Salvador resultó superior a la que se podría haber encontrado a la inversa. La evidencia es similar a la de las inflaciones generales. Según el gráfico 3.11, la inflación del

subgrupo en Honduras ante impulsos de El Salvador supera los 1,2 puntos porcentuales en torno al segundo período, mientras que la respuesta de El Salvador ante impulsos de Honduras alcanza su máximo, 0,5, cerca del cuarto período. El decaimiento es asintótico en ambos casos.

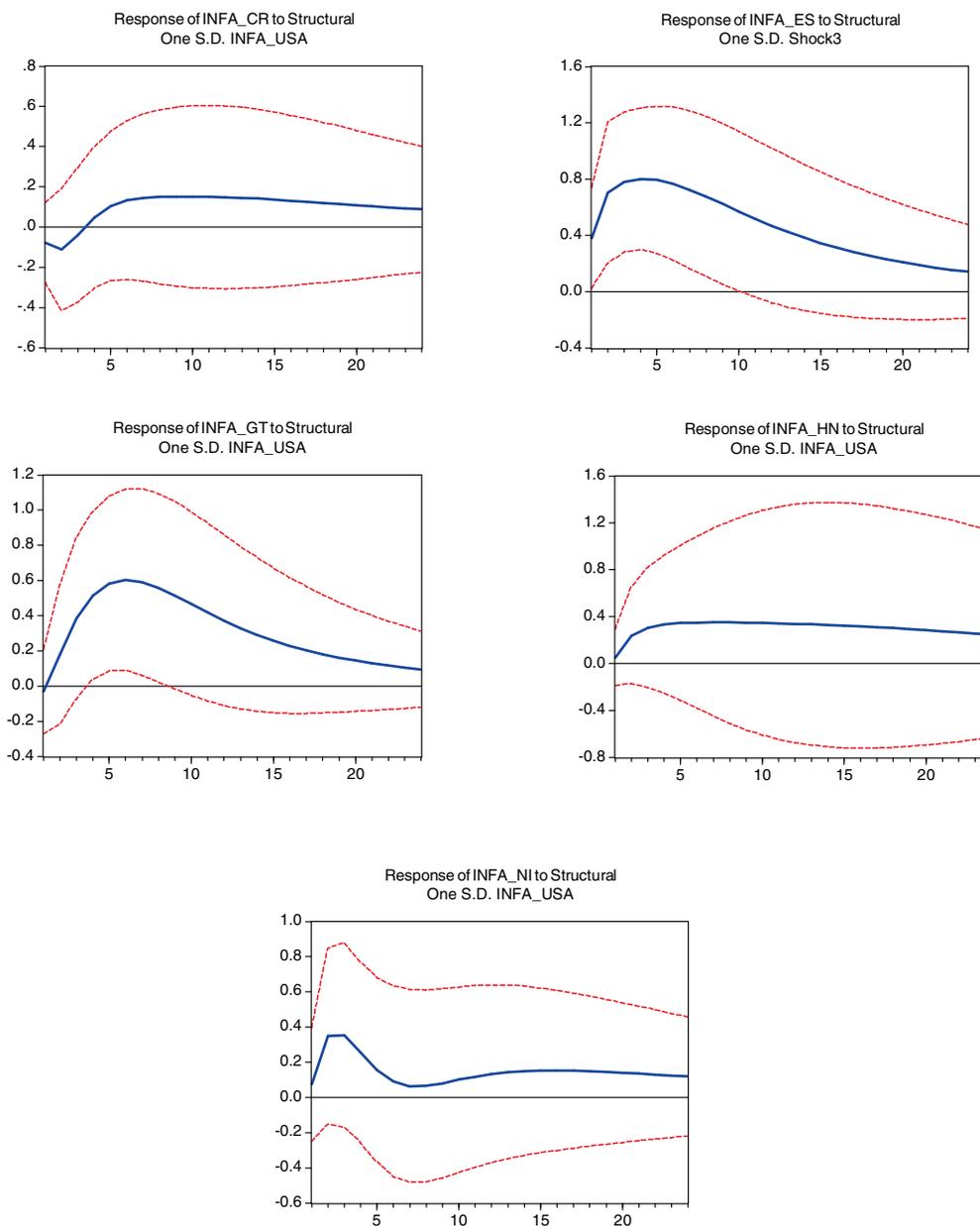
**Gráfico 3.11**



Otra evidencia es que la magnitud de la inercia inflacionaria del subgrupo de alimentos y bebidas de cada país parece mayor que la inercia de la inflación general. La mayoría de las respuestas a los impulsos son de corto plazo y rápido decaimiento.

En cuanto a la inflación de alimentos y bebidas ante impulsos inflacionarios del mismo subgrupo en Estados Unidos, la magnitud de las respuestas es mayor que las arrojadas por la ecuación de la inflación general (véase el gráfico 3.12). El país que más reacciona ante choques inflacionarios de alimentos y bebidas de Estados Unidos es El Salvador, lo cual podría ser resultado de su adopción del dólar como moneda.

Gráfico 3.12



## V. CONCLUSIONES

El procedimiento para filtrar las combinaciones posibles de países permitió analizar la transmisión de inflación en un grupo de países. Los pares de países con estructura de importaciones igual o superior a 4%, una correlación igual o superior a 30%, haber pasado la prueba de causalidad Granger y de cointegración Johansen, y mostrar evidencia de reacción ante impulsos inflacionarios en un modelo VAR bivariado no restringido, fueron El Salvador–Guatemala,

Guatemala–Honduras y El Salvador–Honduras. Las mayores evidencias de reacción son las de Guatemala a impulsos de El Salvador, de Honduras a impulsos de Guatemala y de Honduras a impulsos de El Salvador.

Dadas las limitaciones del modelo simple, se procedió a incluir variables de las inflaciones en el vector y a identificar el VAR estructural para obtener resultados. La principal conclusión es la existencia de significativa transmisión de inflación entre El Salvador–Guatemala, Guatemala–Honduras y El Salvador–Honduras. Se corrobora el sentido de la transmisión de inflación obtenido con el VAR no restringido. La robustez de estas conclusiones fue corroborada por idénticos resultados de un modelo con variación del precio del petróleo y otro modelo con inflación de Estados Unidos. Es notorio que la respuesta inflacionaria de los países a choques de precios del petróleo resultase moderada pero sostenida. Por otra parte, las respuestas de los países a impulsos inflacionarios de Estados Unidos son moderadas y breves, salvo en El Salvador, que ató su inflación a la de Estados Unidos al adoptar el dólar.

La inexistencia de relaciones de largo plazo o de cointegración en el resto de pares de países puede deberse a que los subcomponentes de los índices de precios al consumidor neutralizan la transmisión incluida en la inflación general. Con el procedimiento de filtros de las inflaciones generales se obtuvieron las funciones impulso respuesta a partir del subgrupo alimentos y bebidas. El principal hallazgo fue identificar transmisión de inflación de alimentos y bebidas de Costa Rica a Honduras y Nicaragua, y menos a la inversa. Se corrobora el traslado de inflación de alimentos y bebidas de El Salvador a Guatemala y Honduras, y menos a la inversa.

Estos resultados sugieren continuar los esfuerzos por desacelerar el ritmo inflacionario en los países miembros del CMCA y coordinar sus políticas macroeconómicas. La integración económica de la región se está acelerando, anuncio de que la transmisión de inflación puede ser cada vez más importante.

**BIBLIOGRAFÍA**

- Asterious, Dimitrios. *Notas sobre Análisis de Series de Tiempo: Estacionariedad, Integración y Cointegración*.
- Bårdsen, Gunnar, y otros (2005), “The Econometrics of Macroeconomic Modelling”, Oxford University Press.
- Banco Central de Honduras (2004), “Honduras: Índice de precios al consumidor 1990–2003”, Subgerencia de Estudios Económicos, publicación del Banco Central de Honduras.
- Banco Central de Honduras. *Memorias Anuales 1998-2005*.
- Banco Central de Nicaragua (1998), *Boletín Mensual*, Vol. 12, diciembre.
- Banco Central de Nicaragua. *Informes Anuales*. Años 1999-2005.
- Banco de Guatemala (2005), *Estudio de la Economía Nacional*.
- \_\_\_\_\_ (2004), *Estudio de la Economía Nacional*.
- \_\_\_\_\_ (2003), *Estudio de la Economía Nacional*.
- Green, William H. “Análisis Econométrico”, Prentice Hall, Tercera Edición. Madrid, España.
- Gujarati, Damodar (1997), *Econometría*. Mc Graw Hill, 4ª Edición.
- Fagan, Gabriel y Julian Morgan (2005), “Econometric Models of Euro-area Central Banks”, Edward Elgar Publishing Limited.
- Feyzioglu, Tarhan y Luke Willard (2006), “Does Inflation in China Affect the United States and Japan?” IMF, WP/06/36. Washington, D. C.
- Khan S., Mohsin y Abdelhak S. Senhadji (2000), “Threshold Effects in the Relationship Between Inflation and Growth”, IMF, WP/00/110. Washington, D. C.
- McCarthy, Jonathan (1999), “Pass-through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialised Economies”, BIS, Monetary and Economic Department. WP N° 79, Basilea, noviembre.
- Quantitative Micro Software (2004), *EViews 5 User’s Guide*.

Rennhack, Robert y Eric Offerdal (2004), “The Macroeconomy of Central America”, IMF, Palgrave MacMillan.

Rodlauer, Markus y Alfred Schipke (2005), “Central America: Global Integration and Regional Cooperation”, IMF, Occasional Paper 243. Washington, D. C.

Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano. *Informe sobre la situación económica de los países centroamericanos 1990-1995.*

## ANEXOS

## Anexo 1

Cuadro 1

Costa Rica: Principales estadísticas de la inflación general y por subgrupos (1996:01 - 2006:05)							
	<i>Ponderación*</i>	<i>Participación</i>	<i>Media</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Coefficiente de Variación</i>
<i>General</i>	100	11.8	11.8	19.5	7.5	2.6	22.1
<i>Alimentos, bebidas y tabaco</i>	43.0	5.5	12.8	21.1	6.4	3.5	27.4
<i>Vestuario y calzado</i>	9.6	0.6	6.1	13.6	2.6	2.4	38.4
<i>Vivienda</i>	12.6	1.4	11.1	29.4	0.0	6.1	55.0
<i>Muebles y accesorios</i>	9.6	1.1	11.3	21.7	8.0	2.9	25.6
<i>Cuidados médicos</i>	5.3	0.7	13.3	27.8	7.6	3.5	26.5
<i>Transporte</i>	9.0	1.4	15.4	34.0	4.1	6.5	0.0
<i>Esparcimiento y educación</i>	6.7	0.7	10.0	17.1	7.6	1.8	17.6
<i>Otros bienes y servicios</i>	4.2	0.5	11.8	27.6	6.6	4.0	33.9

Cuadro 2

El Salvador: Principales Estadísticas de la Inflación General y Subgrupos (1994:01 - 2006:05)							
	<i>Ponderación</i>	<i>Participación</i>	<i>Media</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Coefficiente de Variación</i>
<i>General</i>	100	4.4	4.4	12.2	-1.2	3.2	72.1
<i>Alimentos y bebidas no alcohólicas</i>	33.49	1.4	4.1	22.5	-6.4	5.1	123.9
<i>Bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes</i>	1.06	0.1	5.5	17.3	-0.8	5.2	94.3
<i>Prendas de vestir y calzado</i>	6.61	0.0	0.5	9.6	-4.3	3.5	663.5
<i>Alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles</i>	15.9	0.9	5.5	17.2	-0.6	4.1	75.3
<i>Muebles, artículos para el hogar y para la conservación</i>	7.29	0.4	6.1	14.6	0.3	3.1	50.9
<i>Salud</i>	4.17	0.2	6.0	16.8	1.1	3.6	59.6
<i>Transporte</i>	10.35	0.3	3.0	13.4	-8.5	5.0	166.7
<i>Comunicaciones</i>	0.81	0.2	24.3	275.1	0.0	70.9	292.1
<i>Recreación y cultura</i>	6.09	0.1	1.2	9.7	-3.2	2.8	222.9
<i>Educación</i>	2.42	0.2	10.2	21.6	1.8	5.6	54.4
<i>Restaurantes y hoteles</i>	6.12	0.3	5.4	18.3	-1.0	5.0	91.5
<i>Bienes y servicios diversos</i>	5.69	0.2	2.8	15.1	-1.5	3.6	126.5

Cuadro 3

**Guatemala: Principales Estadísticas de la Inflación General y por Subgrupos (2001:12 2006:05)**

	<i>Ponderación</i>	<i>Participación</i>	<i>Media</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Coefficiente de Variación</i>
<i>General</i>	100	7.6	7.6	10.3	4.6	1.5	19.3
<i>Alimentos y bebidas</i>	38.50	3.8	10.0	14.6	4.0	3.1	31.6
<i>Vestuario y calzado</i>	6.50	0.3	4.5	7.5	3.0	1.4	29.9
<i>Vivienda</i>	9.90	0.6	6.0	11.7	1.7	2.5	41.3
<i>Equipamiento y mantenimiento de la casa</i>	7.80	0.5	5.9	8.0	3.8	1.0	16.9
<i>Conservación de la salud</i>	5.10	0.3	6.4	8.4	4.8	1.0	16.3
<i>Transporte y comunicaciones</i>	10.60	0.7	6.2	14.9	0.7	3.2	52.3
<i>Esparcimiento, equipos y servicios recreativos</i>	3.60	0.2	6.1	12.9	0.0	3.1	50.8
<i>Educación</i>	10.90	0.8	7.4	11.3	4.2	1.9	25.4
<i>Otros bienes y servicios</i>	7.10	0.4	6.1	10.6	1.6	2.1	34.7

Cuadro 4

**Honduras: Principales Estadísticas de la Inflación General y Subgrupos (2000:01 - 2006:05)**

<i>Concepto</i>	<i>Ponderación</i>	<i>Participación</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Maximo</i>	<i>Mínimo</i>	<i>Desviación Estándar</i>	<i>Coefficiente de Variación</i>
<i>General</i>	100.0	8.7	8.7	8.7	12.2	5.8	1.5	17.1
<i>Alimentos y Bebidas no Alcohólicas</i>	31.8	2.1	6.7	6.7	11.9	2.0	2.7	40.9
<i>Bebidas Alcohólicas y Tabaco</i>	0.4	0.0	9.5	9.3	17.2	5.0	2.8	29.6
<i>Prendas de Vestir y Calzado</i>	8.2	0.6	7.8	7.6	11.3	5.0	1.8	22.7
<i>Alojamiento, Agua, Electricidad, Gas y Otros Combustibles</i>	19.3	2.2	11.3	10.3	19.2	6.1	3.7	32.9
<i>Muebles y Artículos para la Conserv. del Hogar</i>	6.7	0.5	7.9	7.8	11.0	6.2	1.0	12.3
<i>Salud</i>	3.7	0.5	12.6	7.9	26.5	5.7	7.6	60.3
<i>Transporte</i>	9.1	1.2	13.4	13.6	31.0	1.2	7.0	52.1
<i>Comunicaciones</i>	1.7	-0.0	-0.3	1.2	16.7	-16.3	8.3	-2864.3
<i>Recreación y Cultura</i>	4.0	0.2	5.5	5.0	10.2	2.0	2.2	39.5
<i>Educación</i>	3.1	0.4	14.6	14.4	17.7	10.6	2.3	16.1
<i>Restaurantes y Hoteles</i>	7.2	0.6	7.7	7.7	9.7	5.9	0.9	11.8
<i>Cuidado Personal</i>	5.2	0.3	6.5	5.6	12.3	4.7	2.1	32.0

Cuadro 5

Nicaragua: Principales estadísticas descriptivas de la inflación general y subgrupos (2000:01 - 2006:05)								
Concepto	Ponderación	Participación	Media	Mediana	Maximo	Mínimo	Desviación Estándar	Coefficiente de Variación
<i>General</i>	100.0	7.1	7.1	7.2	10.8	3.1	2.6	36.3
<i>Alimentos y bebidas</i>	38.5	3.0	7.7	8.8	13.4	0.6	3.9	51.0
<i>Vestuario y calzado</i>	6.5	0.2	2.4	2.4	3.4	1.6	0.5	20.5
<i>Vivienda</i>	9.9	0.7	7.1	7.3	12.4	3.4	2.4	33.8
<i>Equipamiento y mantenimiento de la casa</i>	7.8	0.4	5.1	4.8	8.4	2.9	1.9	37.5
<i>Conservación de la salud</i>	5.1	0.4	7.0	6.8	10.5	4.8	1.6	22.6
<i>Transporte y comunicaciones</i>	10.6	1.2	10.9	11.2	24.1	-4.4	6.4	58.9
<i>Esparcimiento, equipos y servicios recreativos</i>	3.6	0.2	6.0	5.3	14.6	1.5	3.2	52.7
<i>Educación</i>	10.9	0.8	7.3	7.0	10.4	6.3	0.9	12.3
<i>Otros bienes y servicios</i>	7.1	0.3	4.5	4.6	6.2	2.9	1.0	22.5

Cuadro 6

República Dominicana: Principales estadísticas de la inflación general y por subgrupos (1996:01 - 2006:05)							
	Ponderación*	Participación	Media	Máximo	Mínimo	Desviación Estándar	Coefficiente de Variación
<i>General</i>	100.0	17.1	17.1	66.3	-0.3	18.4	107.8
<i>Alimentos, bebidas y tabaco</i>	33.2	5.6	15.3	90.7	-8.2	25.2	164.4
<i>Vestuario y calzado</i>	7.8	0.9	10.1	46.6	1.8	12.5	124.2
<i>Vivienda</i>	9.3	1.5	15.1	49.6	2.6	12.2	80.8
<i>Muebles, accesorios y equipos domésticos</i>	7.5	0.9	10.9	61.2	-7.7	17.0	154.9
<i>Salud</i>	4.1	0.6	14.1	46.5	1.5	11.9	0.0
<i>Transporte</i>	16.0	4.0	21.8	89.4	-9.1	24.1	110.3
<i>Diversión, entretenimiento y cultura</i>	2.7	0.3	10.6	73.6	-11.6	18.7	177.0
<i>Educación</i>	5.4	0.8	14.1	31.3	6.1	7.7	54.7
<i>Hoteles, bares y restaurantes</i>	7.2	1.4	19.8	81.2	-2.0	22.3	113.0
<i>Bienes y servicios diversos</i>	6.8	1.1	14.5	32.3	1.1	8.8	60.9

Cuadro 7

	1996:01 - 2006:05	2003:01 - 2006:05
<b>General</b>	-0.02	0.41
<b>Alimentos, bebidas y tabaco</b>	-0.18	0.34
<b>Vestuario y calzado</b>	-0.08	0.37
<b>Vivienda</b>	0.13	0.51
<b>Muebles y accesorios</b>	-0.06	0.28
<b>Cuidados médicos</b>	-0.35	-0.49
<b>Transporte</b>	0.40	0.13
<b>Esparcimiento y educación</b>	-0.11	-0.26
<b>Otros bienes y servicios</b>	-0.14	-0.23

Cuadro 8

	1994:01 - 2006:05	2003:01 - 2006:05
<b>General</b>	-0.17	0.53
<b>Alimentos y bebidas no alcohólicas</b>	-0.17	0.37
<b>Bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes</b>	0.01	0.23
<b>Prendas de vestir y calzado</b>	-0.10	0.12
<b>Alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles</b>	-0.29	0.30
<b>Muebles, artículos para el hogar y para la conservación</b>	-0.12	0.52
<b>Salud</b>	-0.06	0.27
<b>Transporte</b>	0.44	0.63
<b>Comunicaciones</b>	-0.08	-0.09
<b>Recreación y cultura</b>	-0.08	0.52
<b>Educación</b>	-0.18	-0.30
<b>Restaurantes y hoteles</b>	-0.25	-0.50
<b>Bienes y servicios diversos</b>	-0.11	0.33

Cuadro 9

---

**Guatemala: Correlaciones entre la tasa de variación de los precios del petróleo y la inflación**

---

	<i>2001:12 - 2006:05</i>	<i>2003:01 - 2006:05</i>
<i>General</i>	0.02	0.48
<i>Alimentos y bebidas</i>	-0.04	0.42
<i>Vestuario y calzado</i>	0.72	0.56
<i>Vivienda</i>	0.11	0.61
<i>Equipamiento y mantenimiento de la casa</i>	-0.46	-0.18
<i>Conservación de la salud</i>	-0.56	-0.28
<i>Transporte y comunicaciones</i>	-0.35	0.26
<i>Esparcimiento, equipos y servicios recreativos</i>	0.50	0.16
<i>Educación</i>	-0.61	-0.23
<i>Otros bienes y servicios</i>	-0.47	0.24

---

Cuadro 10

---

**Honduras: Correlaciones entre la tasa de variación de los precios del petróleo y la inflación**

---

	<i>1992:01 - 2006:05</i>	<i>2003:01 - 2006:05</i>
<i>General</i>	-0.12	0.56
<i>Alimentos y Bebidas no Alcohólicas</i>	-0.19	0.40
<i>Bebidas Alcohólicas y Tabaco</i>	-0.06	-0.36
<i>Prendas de Vestir y Calzado</i>	-0.24	-0.03
<i>Alojamiento, Agua, Electricidad, Gas y Otros Combustibles</i>	-0.07	0.16
<i>Muebles y Artículos para la Conserv. del Hogar</i>	0.12	0.08
<i>Salud</i>	-0.14	0.07
<i>Transporte</i>	0.19	0.67
<i>Comunicaciones</i>	-0.08	0.00
<i>Recreación y Cultura</i>	-0.41	0.13
<i>Educación</i>	-0.23	-0.22
<i>Restaurantes y Hoteles</i>	-0.30	0.14
<i>Cuidado Personal</i>	-0.22	0.27

---

Cuadro 11

---

**Nicaragua: Correlaciones entre la tasa de variación de los precios del petróleo y la inflación**

---

	<i>2000:01 - 2006:05</i>	<i>2003:01 - 2006:05</i>
<i>General</i>	0.56	0.41
<i>Alimentos y bebidas</i>	0.08	0.39
<i>Vestuario y calzado</i>	0.63	0.43
<i>Vivienda</i>	0.64	0.10
<i>Equipamiento y mantenimiento de la casa</i>	0.15	0.31
<i>Conservación de la salud</i>	0.03	0.15
<i>Transporte y comunicaciones</i>	0.81	0.48
<i>Esparcimiento, equipos y servicios recreativos</i>	0.19	0.16
<i>Educación</i>	-0.25	-0.11
<i>Otros bienes y servicios</i>	0.00	0.17

---

Cuadro 12

---

**República Dominicana: Correlaciones entre la tasa de variación de los precios del petróleo y la inflación**

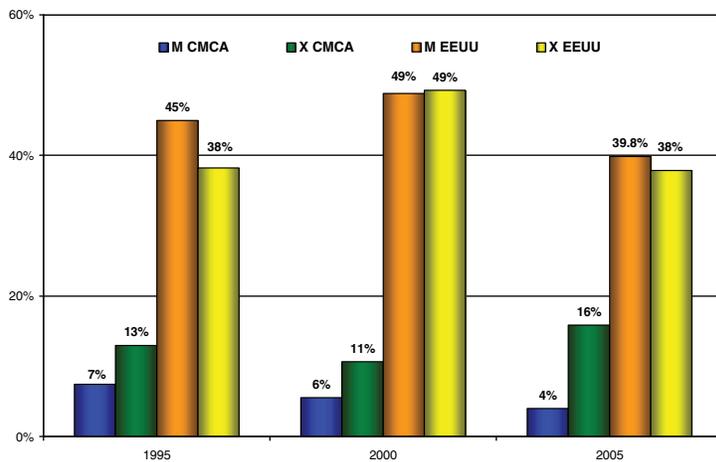
---

	<i>1991:01 - 2006:05</i>	<i>2005:09 - 2006:05</i>
<i>General</i>	0.03	0.29
<i>Alimentos, Bebidas y Tabaco</i>	-0.01	0.14
<i>Vestuario y calzado</i>	0.13	0.10
<i>Vivienda</i>	0.10	0.06
<i>Muebles y Accesorios</i>	0.05	0.19
<i>Salud</i>	0.17	0.16
<i>Transporte</i>	0.06	0.47
<i>Diversión, Entretenimiento y Cultura</i>	-0.02	0.13
<i>Educación</i>	0.17	0.34
<i>Hoteles, Bares y Restaurantes*</i>	0.07	0.44
<i>Bienes y Servicios Diversos</i>	-0.07	0.48

---

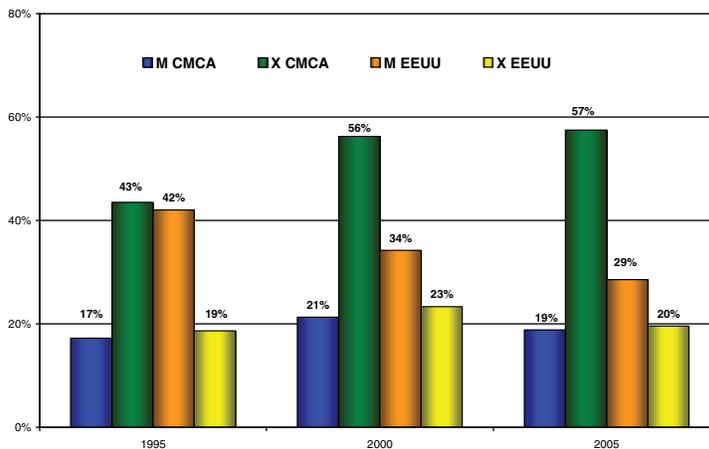
**Gráfico 1**

**Porcentaje de las exportaciones e importaciones de Costa Rica hacia y desde países del Consejo Monetario Centroamericano (CMCA) y Estados Unidos (EEUU)**



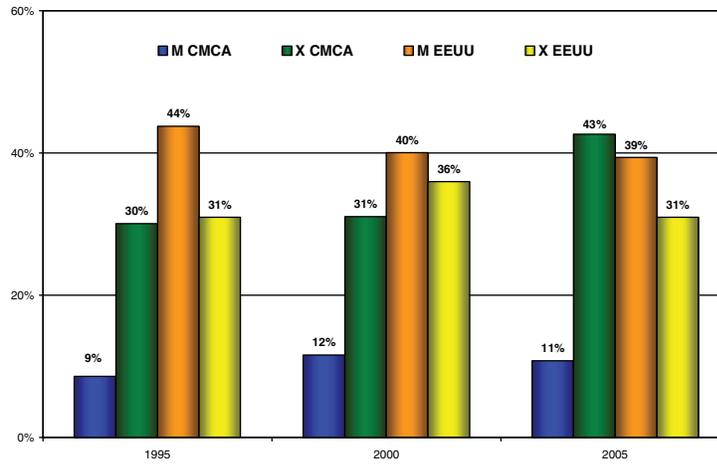
**Gráfico 2**

**Porcentaje de las exportaciones e importaciones de El Salvador hacia y desde países del Consejo Monetario Centroamericano (CMCA) y Estados Unidos (EEUU)**



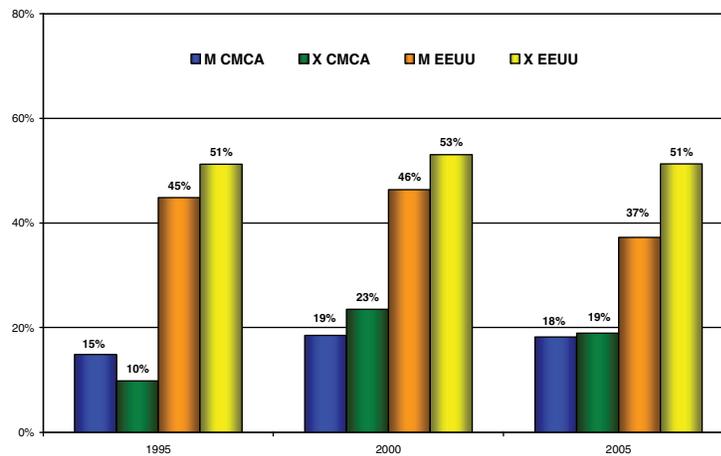
**Gráfico 3**

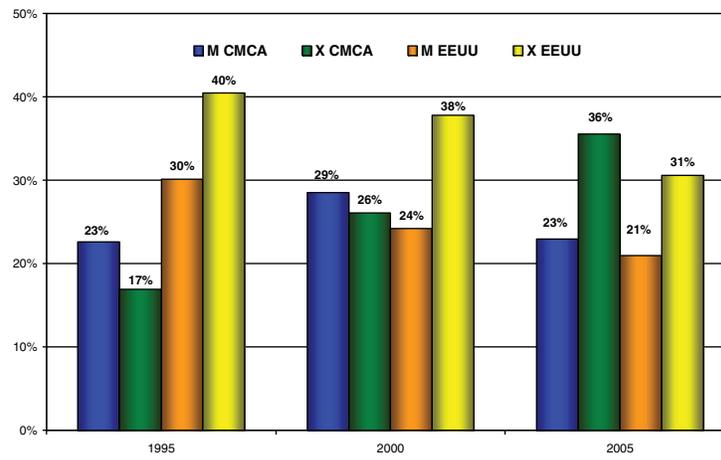
**Porcentaje de las exportaciones e importaciones de Guatemala hacia y desde países del Consejo Monetario Centroamericano (CMCA) y Estados Unidos (EEUU)**



**Gráfico 4**

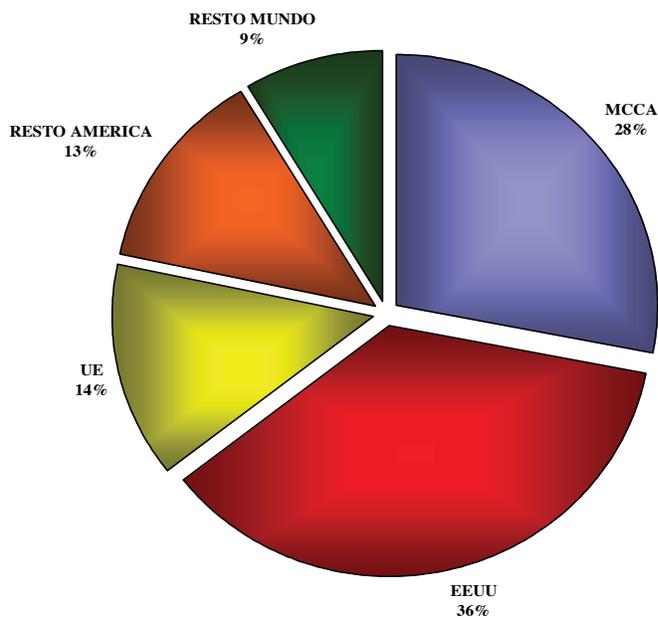
**Porcentaje de las exportaciones e importaciones de Honduras hacia y desde países del Consejo Monetario Centroamericano (CMCA) y Estados Unidos (EEUU)**



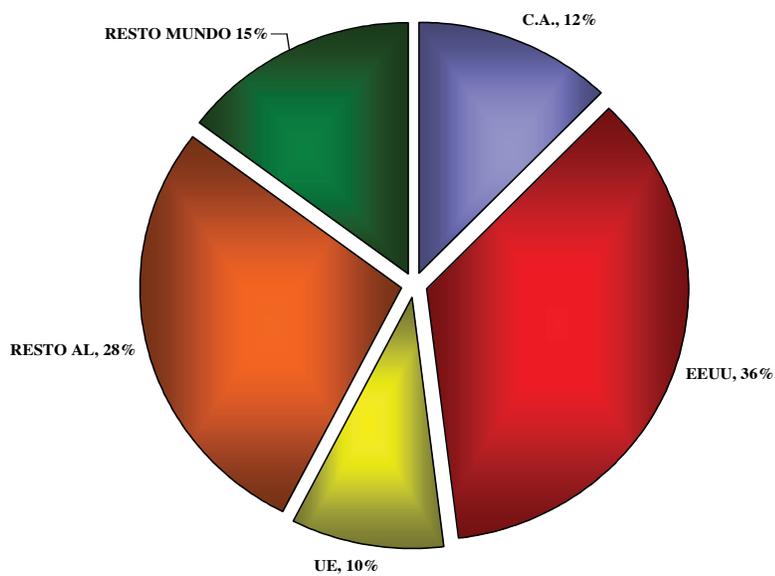
**Gráfico 5****Porcentaje de las exportaciones e importaciones de Nicaragua hacia y desde países del Consejo Monetario Centroamericano (CMCA) y Estados Unidos (EEUU)**

Fuente: Elaborado por SECMA, con información del SIECA.

### Estructura exportaciones MCCA 2005



### Estructura importaciones MCCA 2005



Fuente: Elaborado por SECMA, con información del SIECA.

## Anexo 2

Cuadro 1

## COSTA RICA: PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variables	Prueba	DICKEY FULLER AUMENTADA						PHILLIPS PERRON		
	Características de la prueba	<i>sin constante, sin tendencia</i>		<i>con constante, sin tendencia</i>		<i>constante y tendencia</i>		<i>sin constante, sin tendencia</i>	<i>con constante, sin tendencia</i>	<i>constante y tendencia</i>
		<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>
IPC	Niveles	8.164 <sup>***</sup>	2	5.319 <sup>***</sup>	2	2.772 <sup>***</sup>	2	21.537 <sup>***</sup>	6.511 <sup>***</sup>	3.267 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-0.202	5	-6.973 <sup>+</sup>	0	-8.225 <sup>+</sup>	1	-2.305 <sup>++</sup>	-6.982 <sup>+</sup>	-8.425 <sup>+</sup>
Inflación interanual	Niveles	-2.032 <sup>***</sup>	2	-2.861 <sup>**</sup>	2	-2.092 <sup>***</sup>	2	-2.021 <sup>*</sup>	-2.791 <sup>**</sup>	-2.019 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-9.546 <sup>+</sup>	1	-9.650 <sup>+</sup>	1	-9.957 <sup>+</sup>	1	-8.139 <sup>+</sup>	-8.133 <sup>+</sup>	-8.321 <sup>+</sup>
IMAE	Niveles	3.212 <sup>***</sup>	12	0.925 <sup>***</sup>	12	-1.451 <sup>***</sup>	12	3.107 <sup>***</sup>	-1.153 <sup>***</sup>	-8.634 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-2.294 <sup>++</sup>	11	-3.882 <sup>+</sup>	11	-4.078 <sup>+</sup>	11	-26.898 <sup>+</sup>	-42.231 <sup>+</sup>	na
Tasa IMAE Interanual	Niveles	-1.435 <sup>***</sup>	2	-2.417 <sup>***</sup>	2	-2.505 <sup>***</sup>	2	-2.715 <sup>+</sup>	-5.163 <sup>+</sup>	-5.242 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-13.513 <sup>+</sup>	1	-13.462 <sup>+</sup>	1	-13.425 <sup>+</sup>	1	na	na	na
Tipo de cambio	Niveles	3.935 <sup>***</sup>	2	2.488 <sup>***</sup>	2	-0.236 <sup>***</sup>	2	14.037 <sup>***</sup>	4.241 <sup>***</sup>	0.143 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-0.878 <sup>***</sup>	4	-4.147 <sup>+</sup>	1	-4.922 <sup>+</sup>	1	-2.289 <sup>++</sup>	-5.570 <sup>+</sup>	-6.962 <sup>+</sup>
Tasa del tipo de cambio	Niveles	-1.896 <sup>**</sup>	12	-4.239 <sup>+</sup>	12	-4.171 <sup>+</sup>	12	-1.805 <sup>**</sup>	-2.605 <sup>**</sup>	-2.644 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-7.594 <sup>+</sup>	11	na	na	na	na	-7.175 <sup>+</sup>	-7.211 <sup>+</sup>	-7.111 <sup>+</sup>

Cuadro 2

## EL SALVADOR: PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variables	Prueba	DICKEY FULLER AUMENTADA						PHILLIPS PERRON		
	Características de la prueba	<i>sin constante, sin tendencia</i>		<i>con constante, sin tendencia</i>		<i>constante y tendencia</i>		<i>sin constante, sin tendencia</i>	<i>con constante, sin tendencia</i>	<i>constante y tendencia</i>
		<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>
IPC	Niveles	5.289 <sup>***</sup>	1	-3.292 <sup>*</sup>	0	-1.776 <sup>***</sup>	0	5.621 <sup>***</sup>	-3.292 <sup>*</sup>	-1.776 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-5.927 <sup>+</sup>	1	-11.783 <sup>+</sup>	0	-12.174 <sup>+</sup>	0	-9.896 <sup>+</sup>	-11.817 <sup>+</sup>	-12.201 <sup>+</sup>
Inflación interanual	Niveles	-1.184 <sup>***</sup>	13	-1.178 <sup>***</sup>	13	-1.730 <sup>***</sup>	13	-2.123 <sup>*</sup>	-2.414 <sup>***</sup>	-2.682 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-5.211 <sup>+</sup>	12	-5.229 <sup>+</sup>	12	-5.186 <sup>+</sup>	12	-9.705 <sup>+</sup>	-9.703 <sup>+</sup>	-9.689 <sup>+</sup>
IMAE	Niveles	2.328 <sup>***</sup>	13	-2.825 <sup>**</sup>	13	-2.257 <sup>***</sup>	13	1.515 <sup>***</sup>	-2.541 <sup>***</sup>	-7.676 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-2.142 <sup>++</sup>	12	-3.636 <sup>+</sup>	12	-4.274 <sup>+</sup>	12	-24.044 <sup>+</sup>	-30.606 <sup>+</sup>	na
Tasa IMAE Interanual	Niveles	-1.590 <sup>***</sup>	2	-2.586 <sup>**</sup>	2	-3.800 <sup>*</sup>	2	-2.865 <sup>+</sup>	-5.360 <sup>+</sup>	-7.610 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-15.003 <sup>+</sup>	1	-14.963 <sup>+</sup>	1	-14.922 <sup>+</sup>	1	na	na	na
Tipo de cambio	Niveles	1.871 <sup>***</sup>	0	-8.801 <sup>+</sup>	0	-8.150 <sup>+</sup>	0	1.507 <sup>***</sup>	-7.713 <sup>+</sup>	-7.233 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-11.106 <sup>+</sup>	0	na	na	na	na	na	na	na
Tasa del tipo de cambio	Niveles	-3.033 <sup>+</sup>	12	-2.964 <sup>*</sup>	12	-3.037 <sup>**</sup>	12	-7.873 <sup>+</sup>	-7.994 <sup>+</sup>	-8.323 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	na	na	-6.059 <sup>+</sup>	11	-6.100 <sup>+</sup>	11	na	na	na

Cuadro 3

GUATEMALA: PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variables	Prueba	DICKEY FULLER AUMENTADA						PHILLIPS PERRON		
		<i>sin constante, sin tendencia</i>		<i>con constante, sin tendencia</i>		<i>constante y tendencia</i>		<i>sin constante, sin tendencia</i>	<i>con constante, sin tendencia</i>	<i>constante y tendencia</i>
		<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>
IPC	Niveles	6.711 <sup>***</sup>	1	0.521 <sup>***</sup>	1	-1.011 <sup>***</sup>	1	9.659 <sup>***</sup>	0.618 <sup>***</sup>	-0.774 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-1.907 <sup>++</sup>	5	-10.024 <sup>+</sup>	0	-10.026 <sup>+</sup>	0	-5.347 <sup>+</sup>	-10.059 <sup>+</sup>	-9.968 <sup>+</sup>
Inflación interanual	Niveles	-1.581 <sup>***</sup>	12	-2.337 <sup>***</sup>	12	-2.137 <sup>***</sup>	12	-5.846 <sup>+</sup>	-8.941 <sup>+</sup>	-7.988 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-11.237 <sup>+</sup>	11	-11.249 <sup>+</sup>	11	-11.191 <sup>+</sup>	11	na	na	na
IMAE	Niveles	4.550 <sup>***</sup>	13	0.476 <sup>***</sup>	13	-1.903 <sup>***</sup>	13	-0.155 <sup>***</sup>	-2.603 <sup>**</sup>	-5.629 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-1.546 <sup>***</sup>	13	-5.110 <sup>+</sup>	12	-5.133 <sup>+</sup>	12	-10.704 <sup>+</sup>	-10.680 <sup>+</sup>	na
Tasa IMAE Interanual	Niveles	-2.373 <sup>+</sup>	1	-5.510 <sup>+</sup>	1	-5.525 <sup>+</sup>	1	-5.182 <sup>+</sup>	-11.092 <sup>+</sup>	-11.097 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-23.527 <sup>+</sup>	0	na	na	na	na	na	na	na
Tipo de cambio	Niveles	1.997 <sup>***</sup>	0	-2.856 <sup>**</sup>	0	-2.329 <sup>***</sup>	0	1.971 <sup>***</sup>	-2.859 <sup>**</sup>	-2.330 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-11.918 <sup>+</sup>	0	-12.187 <sup>+</sup>	0	-12.361 <sup>+</sup>	0	-11.820 <sup>+</sup>	-12.211 <sup>+</sup>	-12.283 <sup>+</sup>
Tasa del tipo de cambio	Niveles	-3.110 <sup>+</sup>	3	-3.308 <sup>+</sup>	3	-3.342 <sup>**</sup>	3	-5.360 <sup>+</sup>	-5.576 <sup>+</sup>	-5.467 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	na	na	-8.315 <sup>+</sup>	2	-8.265 <sup>+</sup>	2	na	na	na

Cuadro 4

HONDURAS: PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variables	Prueba	DICKEY FULLER AUMENTADA						PHILLIPS PERRON		
		<i>sin constante, sin tendencia</i>		<i>con constante, sin tendencia</i>		<i>constante y tendencia</i>		<i>sin constante, sin tendencia</i>	<i>con constante, sin tendencia</i>	<i>constante y tendencia</i>
		<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>
IPC	Niveles	6.330 <sup>***</sup>	1	-0.441 <sup>***</sup>	1	-2.283 <sup>+</sup>	1	9.574 <sup>***</sup>	-0.990 <sup>***</sup>	-2.688 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-1.733 <sup>+++</sup>	2	-9.774 <sup>+</sup>	0	-9.733 <sup>+</sup>	0	-3.227 <sup>+</sup>	-9.788 <sup>+</sup>	-9.749 <sup>+</sup>
Inflación interanual	Niveles	-4.770 <sup>+</sup>	12	-3.4587 <sup>+</sup>	12	-0.906 <sup>***</sup>	12	-3.175 <sup>+</sup>	-2.296 <sup>***</sup>	-1.907 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	na	na	-5.377 <sup>+</sup>	12	-9.326 <sup>+</sup>	11	na	-8.283 <sup>+</sup>	-8.625 <sup>+</sup>
IMAE	Niveles	4.500 <sup>***</sup>	12	0.111 <sup>***</sup>	12	-1.994 <sup>***</sup>	12	0.857 <sup>***</sup>	-2.268 <sup>***</sup>	-5.049 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-2.609 <sup>+</sup>	12	-4.087 <sup>+</sup>	12	-4.065 <sup>+</sup>	12	-15.335 <sup>+</sup>	-31.411 <sup>+</sup>	na
Tasa IMAE Interanual	Niveles	-1.973 <sup>+</sup>	2	-3.126 <sup>+</sup>	2	-3.161 <sup>**</sup>	2	-4.935 <sup>+</sup>	-7.952 <sup>+</sup>	-7.955 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-14.188 <sup>+</sup>	1	-14.134 <sup>+</sup>	1	-14.087 <sup>+</sup>	1	na	na	na

Cuadro 5

## NICARAGUA: PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variables	Prueba	DICKEY FULLER AUMENTADA						PHILLIPS PERRON		
		<i>sin constante, sin tendencia</i>		<i>con constante, sin tendencia</i>		<i>constante y tendencia</i>		<i>sin constante, sin tendencia</i>	<i>con constante, sin tendencia</i>	<i>constante y tendencia</i>
		<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>
IPC	Niveles	6.980 <sup>***</sup>	2	2.117 <sup>***</sup>	2	-1.040 <sup>***</sup>	2	10.497 <sup>***</sup>	2.657 <sup>***</sup>	-1.068 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-1.883 <sup>+++</sup>	5	-9.468 <sup>+</sup>	1	-9.835 <sup>+</sup>	1	-6.513 <sup>+</sup>	-8.723 <sup>+</sup>	-8.875 <sup>+</sup>
Inflación interanual	Niveles	-1.590 <sup>***</sup>	4	-4.124 <sup>+</sup>	1	-4.202 <sup>+</sup>	1	-1.117 <sup>***</sup>	-2.884 <sup>+</sup>	-3.423 <sup>**</sup>
	Diferencia 1	-10.774 <sup>+</sup>	0	na	na	na	na	-11.183 <sup>+</sup>	-11.221 <sup>+</sup>	-11.628 <sup>+</sup>
IMAE	Niveles	3.214 <sup>***</sup>	13	-0.715 <sup>***</sup>	13	-1.934 <sup>***</sup>	13	0.577 <sup>***</sup>	-3.348 <sup>+</sup>	-7.381 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-2.862 <sup>+</sup>	12	-5.273 <sup>+</sup>	13	-5.260 <sup>+</sup>	13	-27.553 <sup>+</sup>	-30.015 <sup>+</sup>	na
Tasa IMAE Interanual	Niveles	-3.269 <sup>+</sup>	1	-5.746 <sup>+</sup>	2	-5.962 <sup>+</sup>	2	-6.715 <sup>+</sup>	-9.247 <sup>+</sup>	-9.418 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	na	na	na	na	na	na	na	na	na
Tipo de cambio	Niveles	3.180 <sup>***</sup>	0	-2.255 <sup>***</sup>	0	-8.975 <sup>+</sup>	0	2.982 <sup>***</sup>	-2.208 <sup>***</sup>	-9.059 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-4.876 <sup>+</sup>	3	-12.306 <sup>+</sup>	0	na	na	-11.301 <sup>+</sup>	-12.267 <sup>+</sup>	na
Tasa del tipo de cambio	Niveles	-20.491 <sup>+</sup>	0	-21.037 <sup>+</sup>	0	-20.570 <sup>+</sup>	0	-23.784 <sup>+</sup>	-31.687 <sup>+</sup>	-31.774 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	na	na	na	na	na	na	na	na	na

Cuadro 6

## REPUBLICA DOMINICANA: PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variables	Prueba	DICKEY FULLER AUMENTADA						PHILLIPS PERRON		
		<i>sin constante, sin tendencia</i>		<i>con constante, sin tendencia</i>		<i>constante y tendencia</i>		<i>sin constante, sin tendencia</i>	<i>con constante, sin tendencia</i>	<i>constante y tendencia</i>
		<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>
IPC	Niveles	1.871 <sup>***</sup>	3	0.450 <sup>***</sup>	3	-1.223 <sup>***</sup>	3	3.601 <sup>***</sup>	1.405 <sup>***</sup>	-0.434 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-3.449 <sup>+</sup>	2	-3.979 <sup>+</sup>	2	-4.161 <sup>+</sup>	2	-6.073 <sup>+</sup>	-6.887 <sup>+</sup>	-7.136 <sup>+</sup>
Inflación interanual	Niveles	-3.930 <sup>+</sup>	3	-5.037 <sup>+</sup>	3	-5.228 <sup>+</sup>	3	-3.435 <sup>+</sup>	-3.748 <sup>+</sup>	-3.741 <sup>++</sup>
	Diferencia 1	na	na	na	na	na	na	na	na	na
Tipo de cambio	Niveles	0.110 <sup>***</sup>	3	-1.476 <sup>***</sup>	3	-2.631 <sup>***</sup>	3	0.328 <sup>***</sup>	-1.310 <sup>***</sup>	-2.361 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-5.657 <sup>+</sup>	2	-5.715 <sup>+</sup>	2	-5.702 <sup>+</sup>	2	-11.330 <sup>+</sup>	-11.355 <sup>+</sup>	-11.330 <sup>+</sup>
Tasa del tipo de cambio	Niveles	-4.288 <sup>+</sup>	4	-4.610 <sup>+</sup>	4	-4.691 <sup>+</sup>	4	-3.226 <sup>+</sup>	-3.322 <sup>+</sup>	-3.310 <sup>**</sup>
	Diferencia 1	na	na	na	na	na	na	na	-12.221 <sup>+</sup>	-12.256 <sup>+</sup>

Cuadro 7

OTRAS SERIES: PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variables	Prueba	DICKEY FULLER AUMENTADA						PHILLIPS PERRON		
	Características de la prueba	<i>sin constante, sin tendencia</i>		<i>con constante, sin tendencia</i>		<i>constante y tendencia</i>		<i>sin constante, sin tendencia</i>	<i>con constante, sin tendencia</i>	<i>constante y tendencia</i>
		<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>lags</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>	<i>t-stat</i>
Precio del petróleo crudo (PPC)	Niveles	2.075 <sup>***</sup>	0	1.459 <sup>***</sup>	0	-0.188 <sup>***</sup>	0	2.379 <sup>***</sup>	2.331 <sup>***</sup>	0.283 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-11.735 <sup>+</sup>	0	-11.843 <sup>+</sup>	0	-10.722 <sup>+</sup>	1	-11.657 <sup>+</sup>	-11.693 <sup>+</sup>	-12.218 <sup>+</sup>
Tasa PPC	Niveles	-2.529 <sup>°</sup>	12	-3.010 <sup>+</sup>	12	-3.588 <sup>°</sup>	12	-11.462 <sup>+</sup>	-11.429 <sup>+</sup>	-11.393 <sup>+</sup>
	Diferencia 1	-5.077 <sup>+</sup>	11	-5.074 <sup>+</sup>	11	-5.058 <sup>+</sup>	11	na	na	na
IPC USA	Niveles	6.739 <sup>***</sup>	2	1.879 <sup>***</sup>	2	-0.410 <sup>***</sup>	2	9.898 <sup>***</sup>	2.592 <sup>***</sup>	-0.432 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-1.539 <sup>***</sup>	5	-9.869 <sup>+</sup>	1	-10.155 <sup>+</sup>	1	-6.415 <sup>+</sup>	-8.193 <sup>+</sup>	-12.672 <sup>+</sup>
Tasa IPC USA	Niveles	-0.106 <sup>***</sup>	12	-1.732 <sup>***</sup>	12	-2.314 <sup>***</sup>	12	-0.075 <sup>***</sup>	-2.112 <sup>***</sup>	-2.457 <sup>***</sup>
	Diferencia 1	-4.006 <sup>+</sup>	11	-3.995 <sup>+</sup>	11	-4.181 <sup>+</sup>	11	-9.794 <sup>+</sup>	-9.767 <sup>+</sup>	-9.749 <sup>+</sup>

\* No se rechaza Ho. Al 1%.

\*\* No se rechaza Ho. Al 5%.

\*\*\* No se rechaza Ho. Al 10%.

+ Ho. se rechaza al 1%

++ Ho. se rechaza al 5%

+++ Ho. se rechaza al 10%

## 8. UN MODELO MACROECONOMÉTRICO REGIONAL PARA CENTROAMÉRICA Y LA REPÚBLICA DOMINICANA\*

**José Manuel Iraheta Bonilla**  
**Carlos Manuel Blanco Odio**  
**Miguel Ángel Medina Fonseca**

### I. Introducción

Los países miembros del CMCA, Centroamérica y la República Dominicana, se han abocado al desarrollo de modelos macroeconómicos para estimar funciones de oferta y demanda agregadas, precios y, en algunos casos, ecuaciones de interés para sus esquemas monetarios, como reglas de Taylor, sostenibilidad fiscal y funciones del crédito privado, entre otras.<sup>115</sup> Además de útiles para el análisis y el pronóstico, estos modelos facilitan cuantificar efectos de choques internos y externos sobre la economía.

En esta línea de acción, la SECMCA ha unido su esfuerzo, elaborando un modelo macroeconómico por agregación temporal de variables de los países. Su mayor contribución es permitir una visión regional del comportamiento económico, aportando información macroeconómica regional a los hacedores de política económica y monetaria. También podrían ser beneficiados otros agentes públicos y privados, así como público en general.

El modelo es de periodicidad anual y tiene un enfoque keynesiano, lo que supone una oferta ilimitada de recursos, pero empleo abundante de calificación media y baja. Es, pues, un modelo orientado a la demanda, la cual determina la oferta, que no tiene restricción. En gran medida, el modelo refleja la realidad de Centroamérica y la República Dominicana, pues sus economías son muy pequeñas y abiertas, con altas tasas de desempleo y subempleo, y una relativa subutilización del capital. En menor medida, en algunos países se tendrían restricciones

---

\* Preparado por Manuel Iraheta y Carlos Blanco, economistas consultores SECMCA, y Miguel Medina, economista visitante, BCN. Sus comentarios no representan la opinión de la Secretaría Ejecutiva (SECMCA) o del Consejo Monetario Centroamericano (CMCA). Se agradece la valiosa contribución de Juan Carlos Moreno de la Sede Subregional de la CEPAL en México y la asistencia técnica de los consultores Luis Miguel Galindo y Horacio Catalán para la realización de un ejercicio inicial de modelación en la semana del 16 al 20 de abril 2007. Los autores recibieron valiosas sugerencias en una presentación de resultados preliminares en el VI Seminario Taller de Capacitación en Modelos Económicos, 23 al 27 de abril de 2007, México, D.F. Finalmente, se agradece el apoyo de las autoridades de la Secretaría Ejecutiva, Lics. Alfredo Blanco, Secretario Ejecutivo, y William Calvo, Subsecretario Ejecutivo.

<sup>115</sup> El esfuerzo de modelación econométrica se enmarca en el proyecto "Fortaleciendo las Capacidades de Análisis de la Política Macroeconómica en Centroamérica y el Caribe", financiado por DESA y coordinado por la Sede Subregional de la CEPAL en México y la Secretaría Ejecutiva del CMCA.

de empleo calificado en industrias maquiladoras sofisticadas, servicios relacionados con la exportación, como centros de llamadas, software y servicios administrativos y financieros.

La metodología es de cointegración y mecanismos de corrección de error (ECM en inglés), con estimación de funciones que muestran la corrección de los desequilibrios de coyuntura y el retorno al equilibrio de largo plazo en el PIB, consumo de los hogares, formación bruta de capital fijo, exportaciones, importaciones y precios. Adicionalmente, se estima una ecuación de largo plazo del ingreso nacional disponible para vincular el PIB con el consumo de los hogares y se plantea un sistema de ecuaciones de resolución simultánea con identidad para el mercado de bienes y servicios.

El uso principal del modelo es el pronóstico, pero puede aplicarse a la simulación de choques internos y externos transmitidos por variables exógenas.

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: la primera sección presenta un modelo macroeconómico regional (MECA), identificando las principales relaciones entre oferta y demanda agregada; la segunda sección explica la metodología utilizada y el procedimiento para arribar al sistema de ecuaciones simultáneas; la tercera sección presenta el tratamiento estadístico de las series utilizadas, considerando la agregación de series por país; la cuarta sección comenta la evolución económica según las principales variables del modelo; la quinta sección expone y analiza algunos resultados según preceptos económicos; la sexta sección presenta los supuestos para elaborar pronósticos, así como los resultados de dos simulaciones con choques de variables externas. Finalmente se hacen algunas reflexiones sobre tareas y necesidades para ampliar y mejorar el modelo.

## II. UN MODELO MACROECONOMÉTRICO REGIONAL

El MECA descansa en la identidad básica de la macroeconomía o ecuación de equilibrio del mercado de bienes y servicios. El principal componente de la oferta agregada, el Producto Interno Bruto (PIB) es función irrestricta de determinantes internos y externos. Según Barro, 1991 y Barro y Sala-i-Martin, 1995, algunos determinantes internos clave son el acervo de capital y la fuerza de trabajo. Cuantificar su participación y estimar la productividad total de los factores son dos de los grandes retos de la investigación. En esta línea, los estudios que incluyen variables sociodemográficas y financieras han cobrado relevancia (SECMCA, 2003). Sin embargo, esta primera versión del modelo no ha formulado una ecuación con esos factores hasta no tener mejores estimaciones del empleo y el capital.

El MECA incluye también determinantes externos, cuya identificación considera tamaño, apertura y grado de reacción de las economías ante choques externos. De ahí que, como es usual, se especifique una ecuación para el producto con una variable económica representativa de los principales socios comerciales.

La definición de un modelo macroeconómico para los países miembros del CMCA considera lo expuesto por Galindo y Catalán (2003), quienes documentan los esfuerzos de modelación del PIB y los componentes de la demanda agregada de cada país centroamericano.

Por ser un modelo económico regional, El MECA también ha tomado en cuenta la experiencia de la Unión Europea [Dieppe (2005)].

## 1. Función del Producto

La ecuación de largo plazo del PIB regional a precios constantes ( $y_t$ ) es formulada en función del PIB de Estados Unidos, principal socio comercial de la región ( $y_t^*$ ). A su vez, la formación bruta de capital fijo a precios constantes ( $I$ ) entra en esta función por su reconocido efecto multiplicador. Tomando en cuenta la incidencia de la modernización de los sistemas financieros en el crecimiento económico, se incluye la riqueza financiera ( $RF$ ), representada por el agregado M3 real.<sup>116</sup> La siguiente es la especificación del PIB regional con los signos esperados:

$$y_t = f \left( \begin{matrix} y_t^* \\ + \\ RF_t \\ + \\ I_t \\ + \end{matrix} \right)$$

El vínculo entre el PIB y el ingreso nacional disponible ( $IND$ ) se realiza mediante una relación funcional que considera el ingreso neto por transferencias corrientes del exterior ( $TR$ ):

$$IND_t = f \left( \begin{matrix} y_t \\ + \\ TR_t \\ + \end{matrix} \right)$$

No se ha planteado una identidad ingreso-PIB porque algunos países no tienen el detalle de los ingresos netos a factores, componente que falta en la función planteada.

## 2. Funciones de Demanda Agregada

Las funciones de demanda agregada tienen implícito el modelo IS-LM de una economía pequeña y abierta al comercio y a los flujos de capital global. Así, en el largo plazo, la formación de capital fijo ( $I$ ) se plantea como función del PIB para capturar su efecto acelerador; de la tasa de interés para incorporar un costo de oportunidad ( $i$ ); del riesgo asociado a cambios en los precios ( $RISK$ ) y de un efecto riqueza asociado al agregado monetario amplio. La especificación de la función de inversión es:

$$I_t = f \left( \begin{matrix} y_t \\ + \\ i_t \\ - \\ RISK \\ - \\ RF_t \\ + \end{matrix} \right)$$

El consumo de los hogares a precios constantes ( $C$ ) se formula como función estable del ingreso nacional disponible, de la tasa de interés, del riesgo vinculado a la variación de precios y de la riqueza financiera con la que se pretende capturar el efecto riqueza del gasto de los

---

<sup>116</sup> M3 = M2 + bonos en poder del público y de instituciones financieras no monetarias. M2 = M1 + depósitos de ahorro y plazo en moneda nacional. M1 = billetes y monedas en circulación + depósitos transferibles. M3 se deflacta con el índice de precios al consumidor (IPC).

hogares.<sup>117</sup> En principio, el signo de la tasa de interés es ambiguo en razón de que los efectos sustitución y riqueza se contraponen a las decisiones de gasto de los hogares, aunque es muy probable que, dado el desarrollo financiero incipiente en la región, prevalezca el primer efecto.

La especificación para el consumo es la siguiente:

$$C_t = f( \underset{+}{IND}_t, \underset{\pm}{i}_t, \underset{-}{RISK}, \underset{+}{RF}_t )$$

Las exportaciones a precios constantes ( $X$ ) se modelan como función de la demanda externa y de los términos de intercambio ( $TI$ ). La primera se aproxima con el PIB de Estados Unidos. Es de esperar que una mejora en los términos de intercambio, provocada por un aumento de los precios promedio de las exportaciones o una disminución de los precios de importación, incida positivamente en el volumen exportado, dada la escala de la economía regional. La especificación para exportaciones queda de la siguiente forma:

$$X_t = f \left( \underset{+}{y}_t^*, \underset{+}{TI}_t \right)$$

Las importaciones a precios constantes ( $M$ ) se modelan en función de la demanda interna, representada por el PIB regional, y también de los términos de intercambio. Un incremento de la demanda interna alentaría el aumento de las importaciones, mientras que un aumento del precio las deprimiría. Las importaciones estarían definidas según:

$$M_t = f \left( \underset{+}{y}_t, \underset{-}{TI}_t \right)$$

El gasto de consumo del gobierno se considera variable exógena, en tanto que la variación de existencias es una variable de ajuste en la identidad del mercado de bienes y servicios.<sup>118</sup>

### 3. Función de precios

Dado que las economías de la región son pequeñas y abiertas, el mercado internacional las hace tomadoras de precios muy sensibles. Por ello, la ecuación de largo plazo incorpora los precios de principales socios comerciales ( $p_t^*$ ). Se conoce que el tipo de cambio nominal ( $TCN$ ) incide en los precios domésticos, pues existe un efecto traspaso importante en todos los países, salvo El Salvador, cuya economía está dolarizada. Finalmente, se espera que niveles del producto por encima de su potencial ( $Y^{GAP}$ ) generen presiones sobre la demanda agregada, provocando variación en los precios. La especificación de la función precios es la siguiente:

<sup>117</sup> Una mayor especificación incluiría ingreso personal disponible, información no disponible en todos los países.

<sup>118</sup> En la práctica, los países normalmente hacen el cierre de la identidad con el consumo de hogares y la variación de existencias.

$$P_t = f \left( \underset{+}{p_t^*}, \underset{+}{TCN_t}, \underset{+}{Y_t^{gap}} \right)$$

El MECA da tratamiento estadístico de agregación de variables nacionales para arribar a series regionales (Véase la sección III), haciendo énfasis en el sector real de la economía, sin considerar explícitamente el mercado laboral y los sectores fiscal y monetario/financiero. Esto último justificado porque la ausencia de política monetaria regional torna superfluas las ecuaciones de demanda dinero y las reglas de política monetaria.

Interesa que la variable endógena de cada ecuación manifieste una relación de equilibrio respecto de las variables exógenas, lo que implica que la solución de las ecuaciones converja en el largo plazo en un valor asintótico. Dado que en la especificación del modelo varias ecuaciones incluyen entre sus variables exógenas algunas variables endógenas de otra ecuación, es conveniente superar la endogeneidad con un sistema de resolución simultánea. La descripción de la metodología econométrica se aborda a continuación.

### III. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Los modelos econométricos son eficientes cuando reproducen razonablemente el comportamiento histórico de las variables. Es deseable que los residuos estimados en cada ecuación de largo plazo (cointegración) no presenten comportamientos tendenciales o estacionales, esto es, que sean estacionarios, no necesariamente incorrelados. El MCE requiere que los residuos de las ecuaciones no presenten correlación serial, sean homocedásticos y deseablemente normales  $N(0,1)$ . Un uso del modelo, es la simulación de escenarios con los efectos de choques exógenos, por ejemplo, una desaceleración de Estados Unidos o un choque de precios del petróleo. De ahí que estos ejercicios requieran la comprobación de estabilidad de los parámetros, aunque no la multicolinealidad, irrelevante para pronósticos, salvo cuando es severa e infla la varianza. Es primordial comprobar que la significancia estadística, los signos y el valor de los parámetros respondan a los preceptos económicos.

Las funciones de cointegración ya se plantearon, con la siguiente representación estándar del MCE:

$$\nabla Y_t = \alpha_0 + \sum \delta_i(B) \nabla Y_t + \sum \delta_j(B) \nabla X_{j,t} + \gamma(Y - \sum \beta_j X_j)_{t-1} + \mu_t$$

Donde se asume que los niveles originales de todas las variables tienen un nivel de integración de orden 1;  $\delta$  es un operador lineal de diferencias;  $Y$  es la variable endógena;  $B$  es un operador lineal de rezagos;  $X_i$  un vector de variables exógenas;  $\gamma$  el mecanismo de corrección de error, o velocidad de ajuste de desalineamientos transitorios respecto del equilibrio de largo plazo, y  $\mu$  los residuos ruido blanco de la ecuación.

Respecto del procedimiento econométrico, primero se identificó el orden de integración de las series mediante la observación de los correlogramas y las pruebas de Dickey-Fuller

Aumentado y Phillips-Perron. Luego se estimaron las relaciones de largo plazo con pruebas de cointegración de Johansen (1988), lo que facilitó la construcción del MCE. Enseguida se elaboraron las ecuaciones de corto plazo con las primeras diferencias de las variables endógenas y exógenas, variables de intervención y el MCE. En las estimaciones se realizaron iteraciones de lo general a lo específico y pruebas de diagnóstico. Por flexibilidad, en algunos casos se utilizó la metodología de cointegración en dos etapas (Engle y Granger, 1987), aunque se reconoce menos eficiente que la de Johansen por no considerar la simultaneidad de las dos ecuaciones. En la primera etapa se estimó la relación de largo plazo con mínimos cuadrados ordinarios. Luego se tomó el residuo estimado, una vez corroborada la estacionariedad. En la segunda etapa se construyó la ecuación de corto plazo y se verificó que el coeficiente del MCE fuese estadísticamente significativo y tuviese signo negativo para garantizar la convergencia de largo plazo. Finalmente, se construyó el modelo y se resolvió mediante ecuaciones simultáneas.

La resolución del sistema de ecuaciones vinculante del largo y corto plazos, garantiza la consistencia y convergencia de los resultados y el equilibrio estadístico entre las variables de corto plazo por utilizar series estacionarias.<sup>119</sup> Para su resolución simultánea, las siete funciones de comportamiento del MECA requieren 32 ecuaciones e identidades, 25 variables exógenas y 32 endógenas. Programa: EViews 5.1.

#### IV. TRATAMIENTO ESTADÍSTICO

##### 1. Base de datos<sup>120</sup>

Los estudios de regiones enfrentan una complejidad adicional a los estudios de países individuales: la agregación de variables, más cuando las series estadísticas registran cambios recientes, bien como reformas estructurales, o a consecuencia de la adopción de nuevas metodologías. Esta dificultad es mayor en Centroamérica porque la modernización de estadísticas económicas marcha desacompañada, lo que arroja años base diferentes para cada país. Además, los choques internos y externos no impactan igual a las economías, así que la interpretación regional no siempre puede generalizarse.

El cuadro siguiente detalla las series del PIB y componentes del gasto utilizados, así como los casos en que hubo necesidad de empalmar series por simple retropolación de las variaciones porcentuales.<sup>121</sup>

<sup>119</sup> Las series estacionarias tienen distribución de probabilidad conjunta invariante en el tiempo.

<sup>120</sup> La base de datos está disponible para los interesados en la Secretaría Ejecutiva.

<sup>121</sup> El Banco de Guatemala publicó las nuevas cuentas nacionales base 2001 a inicios de 2007, no obstante, esta serie sólo está disponible para los años 2001-2005. El Banco Central de República Dominicana presentó los resultados de su nuevo año base, 1991, a inicios de 2006, aunque no estaban todavía disponibles en su sitio Web. Por esta razón se optó por usar las series con año base anterior en ambos países.

El empalme de las series a precios corrientes y constantes genera una discrepancia estadística en la identidad del PIB, consecuencia de la no aditividad del proceso de retropolación. Por tanto, la variable de ajuste es la variación de inventarios.

Las fuentes de información de los datos del PIB, consumo final de los hogares, consumo de gobierno, formación bruta de capital fijo, variación de existencias, exportaciones, importaciones, índice de precios, ingreso disponible, tipo de cambio nominal y agregado monetario, M3, son los bancos centrales.

Cuadro 1.1

## SERIES ANUALES UTILIZADAS EN LA CONSTRUCCIÓN DEL MODELO ECONÓMÉRICO REGIONAL

Países	PIB y sus componentes		Observaciones
	Año Base	Serie	
Costa Rica	1966	1970-1998	Empalme de series a precios corrientes y constantes.
	1991	1983-2006	
El Salvador	1990	1970-2006	A partir de 2000 se publican series en dólares corrientes y en dólares de 1990.
Guatemala	1958	1970-2006	Se usó la serie base 1958.
Honduras	1978	1970-2006	Se usó la serie base 1978.
Nicaragua	1980	1970-1999	Empalme de series a precios corrientes y constantes.
	1994	1994-2006	
República Dominicana	1970	1970-2006	Se usó la serie base 1970.

## 2. Variables exógenas no regionales

Las variables exógenas internacionales del modelo son: PIB de Estados Unidos, índices de precios de los principales socios comerciales y precios del petróleo crudo (WTI), las cuales se obtuvieron de FMI, *Penn World Table* (Heston, Summers y Aten, 2006) y *Energy Information Administration* de Estados Unidos, respectivamente.

El índice de inflación internacional se construyó como promedio ponderado de los principales socios comerciales según participación de las importaciones regionales el año 2000. Los socios son: Estados Unidos, México, Alemania, Japón y Panamá.

### 3. Variables regionales

Una vez empalmadas <sup>122</sup> las series de Nicaragua y Costa Rica, se dispuso del conjunto de datos del PIB y componentes del gasto de todos los países para el período 1970-2006.

A continuación se describe la metodología utilizada para agregar las variables de los países.

#### PIB regional

Se calculan los deflatores implícitos del PIB y componentes del gasto de cada país, dividiendo el valor a precios corrientes de cada año entre el valor a precios constantes.

Se cambia el año base de todos los índices implícitos obtenidos en el paso anterior, calculándolos para el año 2000.

Las variables a precios corrientes se dividen entre sus respectivos deflatores con base 2000.

La serie obtenida a precios constantes de 2000 se divide entre el tipo de cambio de ese año para obtener una serie en dólares equivalentes.

El agregado regional expresado en dólares del año 2000 se obtiene de la sumatoria de las variables del PIB y los componentes del gasto de cada país. <sup>123</sup>

#### Inflación regional

Primero se homogeniza el año base de los todos los índices de precios de los países, año 2000.

El índice de precios regional es el promedio ponderado de los índices de precios nacionales calculados en el paso anterior, según tamaño de las economías, obtenido de la paridad de poder de compra del año 2001, Banco Mundial.

#### Índice del tipo de cambio real regional

Se calcula el índice del tipo de cambio nominal multilateral para cada país con base en la teoría de paridad de poder de compra.

<sup>122</sup> El empalme se realizó para el año base más reciente.

<sup>123</sup> Las estimaciones del PIB regional en dólares y de la inflación mejorarán cuando concluya el Proyecto de Comparación Internacional (IPC armonizado y cálculo de las PPA), que coordina la SECMCA con la CEPAL, Chile, con asistencia financiera de la Comisión Europea.

El índice de precios externos es un índice ponderado de las inflaciones de Estados Unidos, México, Alemania, Japón y Panamá (según participación en las importaciones de la región el año 2000).

El índice del tipo de cambio regional es un promedio ponderado de los índices de tipo de cambio real, según participación del PIB de cada país, utilizando los valores del PIB paridad de poder de compra de 2001 del Banco Mundial.

### **Términos de intercambio regional**

Se calculan los valores de las exportaciones e importaciones en dólares corrientes, dividiendo sus valores en moneda local entre el tipo de cambio promedio de cada país, cada año.

Las series de cada país, expresadas en dólares corrientes, se agregan a una serie de exportaciones e importaciones regionales.

Los deflatores implícitos de las exportaciones e importaciones en dólares del año 2000 se obtienen al dividir el valor de exportaciones e importaciones de cada año a precios corrientes entre su valor a precios constantes, este último según la metodología ya descrita para los componentes del PIB.

El índice simple de términos de intercambio regional con año de referencia 2000 se obtiene al dividir el deflactor de las exportaciones entre el deflactor de las importaciones.

### **Tasa de interés nominal y real regional**

La serie de tasas de interés activas nominales está disponible desde 1982.

La tasa de interés nominal regional se calcula como promedio simple de las tasas de interés nominal de cada país.<sup>124</sup>

A la tasa obtenida se le resta la inflación regional para obtener la tasa de interés real, como adaptación de la hipótesis de Fischer.

### **Índice de tipo de cambio nominal regional**

A partir de los tipos de cambio nominal promedio mensual se construye un índice del tipo de cambio nominal para cada país, base 2000.

El índice de tipo de cambio nominal promedio regional se obtiene al ponderar los índices del tipo de cambio nominal promedio por el PIB de cada país, según la paridad del poder de compra de 2001, Banco Mundial.

---

<sup>124</sup> En una fase posterior se procurarán tasas de interés ponderadas con algún criterio de tamaño de mercado. En todo caso, los niveles de tasa de interés han ido convergiendo en valores menores.

## V. EVOLUCIÓN ECONÓMICA

En el período 1970-2006, la actividad económica de Centroamérica y la República Dominicana (CARD) muestra un ciclo de crecimiento con una desaceleración media inicial que llega a su mínimo en 1983. La curva de corto plazo refleja una recesión de dos años, consecuencia de crisis políticas y de deuda. A partir de 1983 inicia un periodo de recuperación/aceleración que alcanza su máximo en 1997 y se prolonga casi 15 años, para atenuarse a fines de los noventa, en un crecimiento estacionario de 4,4%, todavía superior 2,5 puntos porcentuales al crecimiento poblacional, aunque inferior al 6% recomendado por la CEPAL y otros organismos (véase el gráfico 4.1).

Los ciclos de crecimiento del principal socio comercial de la región, Estados Unidos, son relativamente diferentes a los de la región CARD, pues presentan menos volatilidad y sus tasas de crecimiento varían mucho menos. Pero a partir de 1994 ha empezado a ser notable la similitud de tendencias de corto plazo de ambas economías. En el siguiente apartado se comprobará que el PIB de Estados Unidos es la variable más influyente en el PIB regional (véase el gráfico 4.2).

Gráfico 4.1

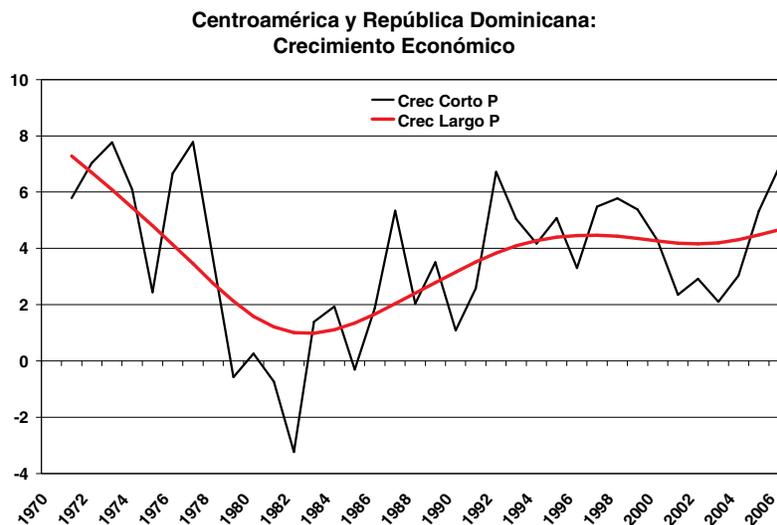
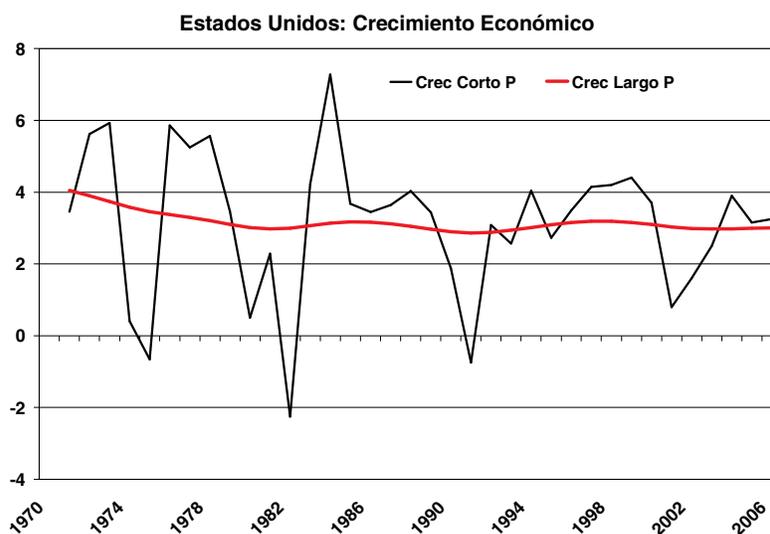
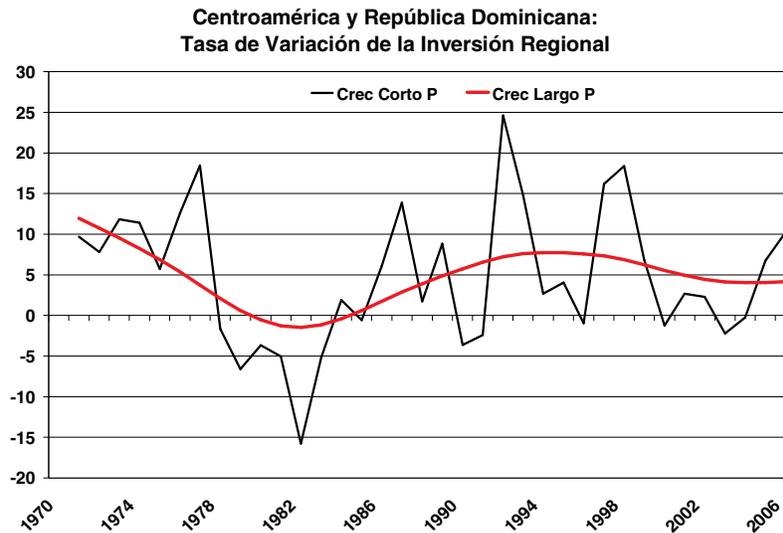


Gráfico 4.2



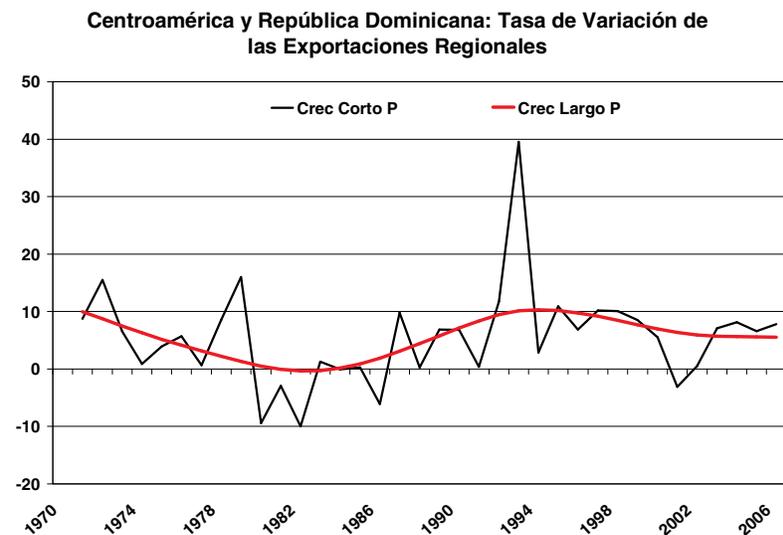
El ciclo de crecimiento de la formación bruta de capital fijo o inversión es notablemente similar al del producto, con adelantos respecto del PIB en su fase mínima (1982) y máxima (1994). La evidencia sugiere que la inversión podría utilizarse también como indicador adelantado en funciones de pronóstico del PIB, lo que superaría los pronósticos ARIMA y otras estimaciones univariadas (véase el gráfico 4.3).

**Gráfico 4.3**



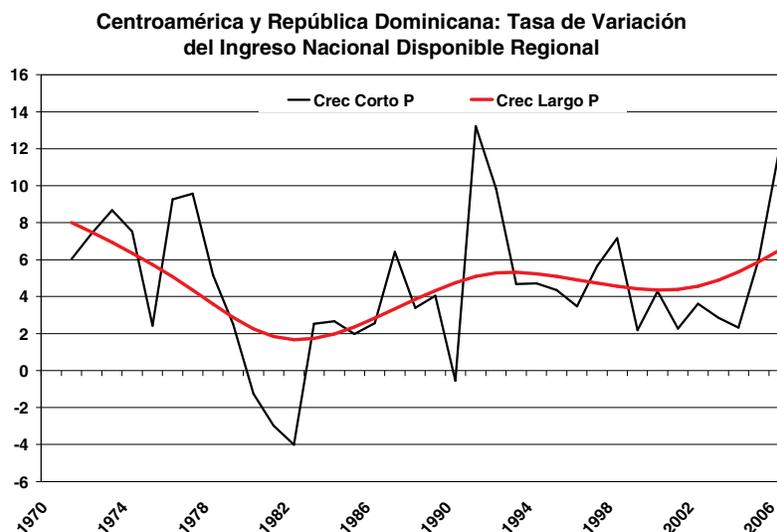
Menos volátiles que la inversión pero igualmente dinámicas han sido las exportaciones, sobre todo a partir de la apertura comercial y la liberalización de las economías en la década de los noventa. Igual que en inversión, 1982 fue el mínimo y 1994 el máximo del ciclo exportador. Esto confirma que las exportaciones son un indicador general adelantado de la producción y un motor de la economía regional. El notable aumento de 1993 fue absorbido principalmente por la economía norteamericana. De ahí en adelante, las exportaciones han mantenido un crecimiento promedio de 6%, superior 1.4 puntos porcentuales al del PIB regional (véase el gráfico 4.4).

**Gráfico 4.4**



El comportamiento del ingreso nacional disponible es similar al ciclo del PIB, pero su tasa media de expansión (4,5%) ha estado casi un punto porcentual arriba de la del PIB en el período analizado. Esto ha sido posible en gran parte por las transferencias de remesas familiares. No obstante, el gasto en consumo de los hogares ha mantenido un crecimiento medio inferior al del PIB (3,5%), por lo que una parte del ingreso por remesas podría haber sido destinado al ahorro (véase el gráfico 4.5).

Gráfico 4.5



## VI. ANÁLISIS DE RESULTADOS

### 1. Función del Producto

La asociación de largo plazo entre el PIB regional y el PIB de Estados Unidos podría cobrar más relevancia conforme crezca la afluencia en los canales del DR-CAFTA. La participación de la formación bruta de capital en la función del producto confirma la existencia de un efecto multiplicador de la inversión en la generación de bienes y servicios. El PIB regional presenta una relación de equilibrio con otros factores internos de la región, como inversión financiera (riqueza financiera).

La introducción de una variable del sistema financiero en la función del producto busca reflejar la contribución de la banca al crecimiento de la región (SECMCA, 2004).

Cuadro 5.1

<b>Centroamérica y República Dominicana. Función del Producto</b>			
<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Parámetros estimados (estadísticamente significativos)</i>	
		<i>Largo plazo</i>	<i>Corto plazo</i>
<b>LPIBKUS</b>	Producto Interno bruto de los Estados Unidos a precios constantes	0.4533	0.2564
<b>LDK</b>	Dinero en sentido amplio regional a precios constantes	0.1250	0.0611
<b>LIK</b>	Formación bruta de capital fijo regional a precios constantes	0.2751	0.2083
<b>C</b>	Constante	.-	0.0363
<b>D06</b>	Variable de intervención por choque temporal en '06	.-	0.0264
<b>ECM</b>	Mecanismo de corrección de error	.-	-0.3479

n.a: no aplica. n.s: no significativa. -.- no entra en la función.

## 2. Función de Inversión

La inclusión del PIB en la función de inversión responde al hecho de que los agentes toman decisiones de invertir a medida que observan el desempeño de la actividad económica. En algún momento, el crecimiento del producto ejerce un efecto acelerador sobre la inversión.<sup>125</sup> (véase el cuadro 5.2).

Dado que la tasa de interés real representa el costo del crédito, a mayor costo de fondeo, menos posibilidades de inversión, pues su incremento superaría las tasas de rendimiento de la inversión real. Así, el costo de oportunidad de la inversión modifica las decisiones de los agentes, induciéndolos a adquirir instrumentos sustitutos de la formación bruta de capital, como inversiones financieras. En la ecuación de corto plazo la tasa de interés relevante es la nominal.

Se ha considerado importante incorporar una variable de precios relativos referida a la variación de los precios internacionales del petróleo, descontado el efecto de los precios al consumidor como indicador de la inflación interna. Los datos reflejan una relación inversa entre inversión y precios relativos de hidrocarburos. Incrementos de precios del petróleo superiores a la inflación regional desalientan la inversión porque aumentan costos de producción y reducen rendimientos.

<sup>125</sup> Si bien el efecto es simultáneo, recuérdese que la periodicidad del modelo es anual. En periodicidades mayores, el efecto del PIB sobre la inversión podría aparecer rezagado.

Cuadro 5.2

<b>Centroamérica y República Dominicana. Función de la Inversión</b>			
<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Parámetros estimados (estadísticamente significativos)</i>	
		<i>Largo plazo</i>	<i>Corto plazo</i>
<b>LPIBK</b>	Producto interno bruto regional a precios constantes	0.8675	2.3179
<b>TIAR</b>	Tasa de interés real	-0.0208	.-
<b>TIA</b>	Tasa de interés nominal	.-	-0.0161
<b>LPPK</b>	Precios internacionales del petróleo deflactados por el IPC regional	.-	-0.1075
<b>C</b>	Constante	.-	-0.0590
<b>ECM</b>	Mecanismo de corrección de error	.-	-0.0952

n.a: no aplica. n.s: no significativa. .-: no entra en la función.

### 3. Función de Consumo

En el largo plazo, el consumo final resulta sensible al ingreso nacional disponible y a la tasa de interés real (véase el cuadro 5.3). El ingreso nacional disponible incide positivamente en el consumo de los hogares, y ha cobrado relevancia los últimos años por el constante aumento de las remesas familiares en la mayoría de los países. La tasa de interés real incide en forma negativa, impulsando el efecto sustitución sobre el efecto ingreso por inversiones financieras. Al cobrar mayor importancia el crédito al consumo, el aumento de las tasas de fondeo limita el consumo de las familias más de lo que lo estimula el aumento de riqueza financiera.

En la relación de corto plazo hay evidencia de una asociación inversa entre precios al consumidor y gastos en consumo, mientras la inflación reduce la capacidad de compra de los hogares.

La variable de intervención es la de los precios internacionales de petróleo, que aumentaron mucho en 2003–2006. En este período, la variable toma valores de uno. La relación inversa entre esta variable y consumo muestra disminución del poder adquisitivo de los hogares ante aumentos de los precios del petróleo, aunque sólo a corto plazo.

Cuadro 5.3

<b>Centroamérica y República Dominicana. Función de Consumo</b>			
<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Parámetros estimados (estadísticamente significativos)</i>	
		<i>Largo plazo</i>	<i>Corto plazo</i>
<i>LINDK</i>	Ingreso nacional disponible a precios constantes	0.9153	0.3665
<i>TIAR</i>	Tasa de interés real	-0.0039	.-
<i>LP</i>	Índice de precios al consumidor regional	.-	-0.1031
<i>C</i>	Constante	0.8077	.-
<i>D0306</i>	Variable de intervención por choque temporal en precios de petróleo	.-	-0.0137
<i>ECM</i>	Mecanismo de corrección de error	.-	-0.5779

n.a: no aplica. n.s: no significativa. .- no entra en la función.

#### 4. Función de Exportaciones

Las variables están vinculadas con el nivel de actividad de Estados Unidos, confirmándose una asociación estable de largo plazo (véase el cuadro 5.4).

Una mejora de los términos de intercambio derivada de aumentos del precio promedio neto de las exportaciones, provoca un incremento de la función exportaciones de largo plazo, aunque en el corto plazo habría un *price puzzle* de los términos de intercambio exportaciones.

La función exportaciones incorpora dos variables de intervención para explicar cambios en el intercepto y la pendiente de la serie. La variable de intervención asociada al intercepto pretende recoger el efecto en las exportaciones de los sucesos económicos, sociales, políticos y militares de finales de la década de 1970 y de la llamada década perdida, los ochenta. En ese período, el ritmo de expansión del producto y las exportaciones disminuyó notablemente, después del fuerte crecimiento fomentado por el modelo de sustitución de importaciones. La segunda variable de intervención (efecto de más largo plazo) recoge el dinamismo de las exportaciones regionales a partir de la apertura comercial y la liberalización económica en la década de 1990, dinamismo asociado a la inversión extranjera, principalmente en maquila textil y electrónica.

Cuadro 5.4

<b>Centroamérica y República Dominicana. Función de Exportaciones</b>			
<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Parámetros estimados (estadísticamente significativos)</i>	
		<i>Largo plazo</i>	<i>Corto plazo</i>
<b>LPIBKUS</b>	Producto interno bruto de los Estados Unidos a precios constantes	0.1600	1.4195
<b>LTI</b>	Términos de intercambio	0.1818	-0.3425
<b>C</b>	Constante	-.-	-.-
<b>DTB</b>	Variable de intervención por aceleración desde '92	0.0140	-.-
<b>D9206 *</b> <b>DLPIBKUS</b>	Variable de intervención por mayores exportaciones a USA desde '92	0.0095	1.1790
<b>D7991</b>	Variable de intervención desaceleración económica 79-91	-.-	-0.0352
<b>ECM</b>	Mecanismo de corrección de error	-.-	-0.7087

n.s: no significativa. -. - no entra en la función.

## 5. Función de Importaciones

La ecuación de las importaciones es función positiva de la demanda interna en el largo y en el corto plazo. Las importaciones aumentan conforme se expanden el consumo, la inversión y el gasto corriente del gobierno, pues en todas estas variables hay un componente importado muy importante. Desde otra óptica, las importaciones aumentan con la actividad productiva regional (véase el cuadro 5.5).

Cuadro 5.5

<b>Centroamérica y República Dominicana. Función de Importaciones</b>			
<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Parámetros estimados (estadísticamente significativos)</i>	
		<i>Largo plazo</i>	<i>Corto plazo</i>
<b>LPIBK</b>	Producto interno bruto regional a precios constantes	1.4613	2.6676
<b>LPS</b>	Índice de precios al consumidor de los países socios	-.-	-0.5881
<b>C</b>	Constante	7.8028	0.1936
<b>D82</b>	Variable de intervención por choque temporal en '82	-.-	0.1040
<b>D93</b>	Variable de intervención por choque temporal en '93	-.-	0.1626
<b>ECM</b>	Mecanismo de corrección de error	-.-	-0.1281

n.a: no aplica. n.s: no significativa. -. - no entra en la función.

En la ecuación de corto plazo hay suficiente evidencia para afirmar que existe una relación inversa entre las importaciones y la inflación de los socios comerciales. Es decir, un incremento en la inflación de los socios comerciales de la región encarecería el precio promedio de importación, provocando una reducción del volumen importado.

Las variables *dummy* incluidas en la ecuación de corto plazo responden a choques observados en la tasa de variación de las importaciones, sobre todo en períodos de ajuste económico que afectaron el comportamiento de esta variable.

## 6. Función de Precios

De acuerdo con la evidencia, la función de precios depende del tipo de cambio regional a largo y corto plazos (véase el cuadro 5.6). El traslado de la variación del tipo de cambio hacia la variación regional de precios es aproximadamente 85% en el largo plazo y 40% en el corto plazo. Esto subraya la importancia de los regímenes cambiarios en la determinación de la inflación en la región. Ello indica que, de ser exitosas las modificaciones de los regímenes cambiarios en algunos países, podría producirse una convergencia en tasas de inflación menores o próximas a la inflación de los principales socios comerciales.

La inflación de los socios comerciales también resultó ser determinante en los precios regionales a todos los plazos (véase el cuadro 5.6). En la ecuación de corto plazo se introdujo una variable de intervención para el desmedido incremento del precio internacional del petróleo. Este precio enorme está directamente vinculado a los precios de hidrocarburos y transporte domésticos, lo que en períodos de alta volatilidad, como los últimos años de la muestra, resulta útil para fines de pronóstico.

Cuadro 5.6

Centroamérica y República Dominicana. Función de Precios			
Variable	Descripción	Parámetros estimados (estadísticamente significativos)	
		Largo plazo	Corto plazo
<b>LTCN</b>	Índice de tipo de cambio nominal regional	0.8521	0.3927
<b>LPS</b>	Índice de precios al consumidor de los países socios	1.3115	0.8096
<b>LPIBK GAP</b>	Brecha del producto	0.5408	--
<b>C</b>	Constante	5.2202	--
<b>LPP * D0306</b>	Variable de intervención por choque en precios de petróleo desde '03	--	0.1309
<b>LP * D8891</b>	Variable de intervención por choque temporal desde '88	--	0.3138
<b>ECM</b>	Mecanismo de corrección de error	--	-0.1815

n.a: no aplica. -- no entra en la función.

En el largo plazo, la brecha del producto parece afectar positivamente la inflación. En la medida en que la producción crece por arriba de su nivel potencial, el incremento de la demanda agregada presiona los precios regionales, fenómeno conocido como sobrecalentamiento de la economía. Esto pone de manifiesto la importancia del monitoreo del ciclo de la actividad productiva para adelantar medidas de política orientadas a minimizar los efectos no deseados en los precios al consumidor.

## VII. PRONÓSTICOS

Como se indicó en la sección del tratamiento econométrico, se construyó un modelo para resolver simultáneamente el sistema de ecuaciones con fines de pronóstico. La solución del modelo requiere la asignación de valores esperados de las variables exógenas en el horizonte del pronóstico. Para asegurar la confiabilidad de la información del modelo, se consultaron las estimaciones del FMI y la Administración para la Información de Energía del Gobierno de Estados Unidos. En el caso de las variables exógenas de origen regional, se utilizaron modelos ARIMA bajo el supuesto de que la estructura estocástica se mantiene invariable ante choques en el horizonte del pronóstico.

La información del crecimiento económico de Estados Unidos y las inflaciones de los principales socios comerciales se obtuvo del *World Economic Outlook* del FMI. La información sobre pronósticos de los precios internacionales del petróleo se obtuvo de la página Web de la Agencia de Información de Energía. Las estimaciones del dinero en sentido amplio, tipo de cambio nominal, términos de intercambio, tasas de interés, gasto público y transferencias corrientes son resultado de modelos ARIMA, no precisamente los más eficientes en plazos mayores a seis meses.<sup>126</sup>

De acuerdo con el FMI, la economía de Estados Unidos se desaceleraría, al pasar de un crecimiento de 3,2% en 2006 a uno de 2,2% en 2007. Para 2008 se espera una aceleración (2,8%). Las inflaciones de los socios comerciales de los países de la región disminuirían de 2,8% en 2006 a 2,1% en 2007. Sin embargo, se espera que en 2008 el crecimiento de los precios se acelere hasta alcanzar 3,1%. Respecto de los precios del petróleo, luego del fuerte crecimiento en 2006, se prevé una disminución de 2,7% en 2007 y un leve crecimiento en de 0,7% en 2008.

En el resto de variables exógenas del MECA estimadas con modelos ARIMA se observan los siguientes comportamientos: desaceleración del ritmo de expansión de los agregados monetarios amplios; ligera aceleración del ritmo de depreciación del tipo de cambio nominal; recuperación en los términos de intercambio; reducción de las tasas de interés; menor ritmo de crecimiento del gasto público, aceleración de las transferencias corrientes en 2007 y desaceleración en 2008.

---

<sup>126</sup> Se prevé probar otras técnicas de pronóstico basadas en modelos multivariados en versiones futuras del MECA.

Con base en estas proyecciones, se corrió el modelo y se obtuvieron los resultados del cuadro 6.2. Lo destacable es la desaceleración del crecimiento económico en 2007 y 2008, con un comportamiento similar para las variables de demanda agregada. Por el lado de la inflación habría una importante desaceleración en 2007 y un significativo repunte en 2008.

Cuadro 6.1

<b>Centroamérica y República Dominicana: Supuestos Básicos de los Pronósticos del Modelo Económico Regional</b>					
<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Fuente</i>	<i>Tasas de variación *</i>		
			<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>
<b>LDK</b>	Dinero en sentido amplio regional a precios constantes	Estimaciones con Tramo-Seats	10.4	7.8	7.8
<b>LPIBKUS</b>	Producto interno bruto de los Estados Unidos a precios constantes	World Economic Outlook, Oct/07, FMI	3.2	1.9	1.9
<b>LPP</b>	Precios internacionales del petróleo	Energy Information Administration, USA	15.7	5.8	5.8
<b>LPS</b>	Índice de precios al consumidor de los países socios	World Economic Outlook, Oct/07, FMI	2.8	2.1	3.1
<b>LTCN</b>	Índice de tipo de cambio nominal regional	Estimaciones con ARIMA	5.1	6.0	6.9
<b>LTI</b>	Términos de intercambio	Estimaciones con ARIMA	-1.5	1.1	2.1
<b>TIA</b>	Tasa de interés nominal	Estimaciones con ARIMA	14.6	14.2	14.1
<b>GK</b>	Gasto público a precios constantes	Estimaciones con ARIMA	6.3	4.3	3.5
<b>LTR</b>	Transferencias corrientes de la balanza de pagos a precios constantes	Estimaciones con ARIMA	10.5	11.1	8.6

\* Para la TIA son tasas de interés nominales

Cuadro 6.2

<b>Centroamérica y República Dominicana: Resultados de los Pronósticos del Modelo Económico Regional</b>				
<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<i>Tasas de variación</i>		
		<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>
<b>LPIBK</b>	Producto interno bruto regional a precios constantes	6.6	5.0	4.0
<b>LIK</b>	Formación bruta de capital fijo regional a precios constantes (endógena)	9.7	9.0	5.4
<b>LCK</b>	Consumo de los hogares a precios constantes	6.1	5.6	4.8
<b>LXK</b>	Exportaciones a precios constantes	7.5	3.2	4.8
<b>LMK</b>	Importaciones a precios constantes	8.3	8.8	6.2
<b>LP</b>	Índice de precios al consumidor regional	7.3	6.9	8.2

Tomando este ejercicio de pronóstico como escenario base, se hizo un ejercicio de simulación (véase el cuadro 6.3), modificando los supuestos para incluir una mayor desaceleración de Estados Unidos (escenario 1). Todo lo demás constante, si el crecimiento económico de Estados Unidos se desacelera hasta 1,2% en 2007 y 1,8% en 2008, el efecto inmediato sería una mayor desaceleración de la actividad productiva de la región respecto del escenario base, de 5,0% en 2007 a 4,8%. En 2008 el crecimiento dejaría de ser 4,0% (escenario base) y pasaría a 3,9% (escenario 1).

Retomando el escenario base y suponiendo ahora una modificación de la tasa de variación del precio internacional del petróleo (escenario 2), que fuera un choque en 2007, prolongado en 2008, todo lo demás constante, incidiría en la inflación regional, desalentando la inversión. Si el choque de 2007 es un incremento del precio de los hidrocarburos de 8,7%, la inflación pasaría de 6,9% (escenario base) a 7,3% (escenario 2). Suponiendo que el precio del petróleo aumentara 18,5% en 2008, la expansión de los precios se aceleraría, de 8,2% a 9,8%.

Cuadro 6.3

<b>Centroamérica y República Dominicana: Resultados de simulaciones utilizando el Modelo Macroeconómico Regional</b>							
<i>Variable</i>	<i>Descripción</i>	<b>Escenario 1 Cambio en el PIB de USA</b>			<b>Escenario 2 Cambio en los precios de petróleo</b>		
		<i>Tasas de variación</i>			<i>Tasas de variación</i>		
		<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>	<i>2006</i>	<i>2007</i>	<i>2008</i>
<b>LPIBK</b>	Producto interno bruto regional a precios constantes	6.6	4.8	3.9	6.6	5.0	3.9
<b>LIK</b>	Formación bruta de capital fijo regional a precios constantes (endógena)	9.7	9.0	5.6	9.7	9.0	5.3
<b>LCK</b>	Consumo de los hogares a precios constantes	6.1	5.6	4.6	6.1	5.6	4.9
<b>LXK</b>	Exportaciones a precios constantes	7.5	1.4	5.7	7.5	3.2	4.8
<b>LMK</b>	Importaciones a precios constantes	8.3	8.3	6.1	8.3	8.8	6.1
<b>LP</b>	Índice de precios al consumidor regional	7.3	6.9	7.6	7.3	7.3	9.8

## VIII. REFLEXIONES FINALES

Este documento es la primera versión de una modelación econométrica que considera a Centroamérica y la República Dominicana como un solo bloque. La compilación y agregación de datos de los países, la elaboración de ecuaciones y la solución del modelo en horizontes de corto y largo plazos, han permitido identificar características macroeconómicas regionales comunes.

La influencia del crecimiento económico de Estados Unidos es tal que resulta superior al efecto multiplicador de la inversión en el corto y en el largo plazos. Las remesas, al formar parte del ingreso nacional disponible, fueron importantes en la determinación del consumo. El efecto sustitución de las importaciones prevaleció sobre el efecto ingreso. Los precios internacionales del petróleo resultaron significativos para los precios en el corto plazo. La ausencia de una política macroeconómica regional impide a los países enfrentar juntos choques adversos, como la desaceleración de los principales socios comerciales y el incremento sostenido de los precios internacionales del petróleo.

Este documento destaca las virtudes de la modernización de los sistemas de estadísticas económicas en la región, así como la necesidad de incorporar más variables y relaciones para depurar los ejercicios de pronóstico y simulación. De particular importancia será la incorporación explícita del mercado de trabajo y costos laborales asociados, lo que contribuirá a explicar mejor los desequilibrios del mercado de bienes y servicios y el fenómeno inflacionario. Ello requiere del esfuerzo adicional de los países para medir el empleo, el desempleo y los salarios. Datos de empleo más precisos mejorarían las estimaciones. Es necesario profundizar los estudios e incorporar una relación más acabada entre los sectores financiero/fiscal y real, pues otras experiencias sugieren una fuerte interrelación entre los movimientos de cartera, presumiblemente adelantados, y la actividad económica. Conocer mejor esta relación dará valiosa información para el pronóstico.

En la medida en que los países avancen en la construcción de indicadores de corto plazo y en la estimación trimestral del producto y el gasto, la frecuencia del modelo podrá hacerse trimestral. Se solucionaría en parte el problema de la simultaneidad aparente de las relaciones anuales y se dispondría de un modelo más oportuno y más libre. Sería conveniente realizar ejercicios con datos de panel para obtener resultados de la interrelación macroeconómica de los países. Así, el modelo recogería los cambios provenientes de acontecimientos del resto del mundo y de medidas de política y otros eventos de los países de la región.

No obstante las limitaciones admitidas y lo que falta por hacer, esta primera versión del modelo recoge las principales relaciones económicas de la región, con una parte importante de la demanda externa, la inflación de países socios y precios del petróleo. Se espera que los resultados y el mejoramiento del modelo motiven a los hacedores de política macroeconómica y a los organismos de integración centroamericana a promover elementos adicionales que mejoren la comprensión de la actividad económica de la región.

**BIBLIOGRAFÍA**

- Banco Central de Chile (2003), “Modelos Macroeconómicos y Proyecciones del Banco Central de Chile”, Santiago.
- Barro, Robert (1991), Economic Growth in a Cross Section of Countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106: 407-444.
- Barro, Robert y Xavier Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, New York: Mc Graw Hill.
- Dieppe, Alistair (2005), “The area-wide model”, en *Econometric Models for the Euro-Area Central Banks*, Gabriel Fagan y Julian Morgan (eds.).
- Energy Information Administration. <http://www.eia.doe.gov>.
- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), “Cointegration and error correction: representation estimation and testing” *Econometría*, Vol. 55, N° 2, pp. 251-276.
- FMI (Fondo Monetario Internacional), Base de datos EFI, <http://www.imf.org>.
- Galindo, Luis Miguel y Horacio Catalán (2003), “Modelos Econométricos para los Países de Centroamérica”, CEPAL, Naciones Unidas, LC/MEX/L.581.
- Gunnar, Bardsen y otros (2005), “The Econometrics of Macroeconomic Modelling”, Oxford University Press.
- Heston, Alan, Robert Summers y Bettina Aten (2006), Penn World Table Version 6.2. Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania.
- Johansen, Soren (1988), “Statistical analysis of cointegrating vectors”, *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231-254.
- SECMCA (Secretaría Ejecutiva del Consejo Monetario Centroamericano) (2004), “Contribución del Sistema Financiero al Crecimiento Económico en Centroamérica y la República Dominicana”, San José, junio.
- \_\_\_\_\_ (2003), “Determinantes del Crecimiento Económico en Centroamérica y la República Dominicana”, San José, noviembre.

## 9. INFLACIÓN Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN CENTROAMÉRICA, 1980-2007: UN ENFOQUE ECONOMETRICO

Juan Carlos Rivas Valdivia \*  
Fernando Balbuena Campuzano\*\*

### I. Introducción

La combinación perversa de altas tasas de inflación y bajo crecimiento económico observada en Centroamérica <sup>127</sup> en las dos últimas décadas colocó a los hacedores de política en la tarea de reducir la inflación mediante políticas monetarias restrictivas y control del gasto público. <sup>128</sup> Sin embargo, en la mayoría de los casos no se consideraron los efectos de la demanda agregada de corto y largo plazo como motor de crecimiento porque se asumió, entre otras cosas, la neutralidad del dinero. Esto ha suscitado una controversia en la determinación de medidas de política económica para crear condiciones más favorables de crecimiento económico sostenido y sustentable al tiempo que hay una lucha frontal contra el aumento de precios.

El problema de la inflación y el crecimiento económico planteado entre los años cincuenta y setenta, consideraba que se podía lograr disminuir la inflación con una contracción económica (incremento del desempleo). Si el objetivo de la política económica fuera generar mayor crecimiento económico, tendrían que asumirse incrementos en el nivel general de precios.

Esto se pensó durante mucho tiempo. Se había aceptado que el crecimiento económico se relacionaba con mayores tasas de inflación, presentándose así la relación inversa de la hipótesis de curva de Phillips (1958). <sup>129</sup> Friedman (1977) estableció que ciertos choques de precios pueden generar contracción del crecimiento, como se ha observado en países con altas tasas de inflación. Sin embargo, la literatura <sup>130</sup> muestra evidencia inconclusa sobre la relación entre inflación y

---

\* Economista, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), su correo es: juancarlos.rivas@cepal.org. \*\* Investigador, Facultad de Ingeniería de la UNAM, su correo es: balbuefer@yahoo.com. Las opiniones aquí expresadas son responsabilidad de los autores y no necesariamente coinciden con las de Naciones Unidas. Agradecemos la orientación de Luis Miguel Galindo y Horacio Catalán, los comentarios de Juan Carlos Moreno-Brid y de los colegas que participaron en el seminario “Política Macroeconómica y Uso de Modelos Econométricos: Discusión, Debate y Propuestas para el Siglo XXI”, Banco Central de Costa Rica, San José, Costa Rica, 3 - 4 de diciembre de 2007, donde se presentó una versión previa de este documento.

<sup>127</sup> El área geográfica de Centroamérica está formada por Costa Rica, Guatemala, El Salvador, Honduras y Nicaragua.

<sup>128</sup> Véase para mayor detalle el Estudio económico del Istmo Centroamericano 2006 y perspectivas 2007, CEPAL.

<sup>129</sup> La hipótesis directa de Phillips afirma la existencia de una relación negativa entre inflación y desempleo.

<sup>130</sup> En la siguiente sección se abundará al respecto.

crecimiento económico en el mundo, lo que ha aumentado la incertidumbre de cómo promover una mayor actividad económica sin generar mayores niveles de precios.

Dadas las características de las economías centroamericanas, países con territorio pequeño, con un ingreso por habitante no superior a los 5.000 dólares,<sup>131</sup> fuertemente vinculados a Estados Unidos vía exportaciones, flujo de capitales y remesas, con el mismo idioma, una importante integración regional y un proceso de unión aduanera, es posible esperar que la relación entre inflación y crecimiento económico sea muy similar entre ellos. En este sentido, hay que buscar evidencia de un comportamiento homogéneo entre inflación y crecimiento económico para los países, ya que los efectos de corto y largo plazo pueden ser diferentes para cada economía y es probable que las recomendaciones de política económica para un país no sean aplicables a la región en su conjunto.

Así pues, es necesario apoyar el manejo adecuado de la política monetaria con evaluaciones de la demanda agregada real y conocer sus efectos inflacionarios en el crecimiento de largo plazo. Por ello, el objetivo de la presente investigación es conocer el vínculo entre inflación y crecimiento económico en Centroamérica y verificar la existencia de una relación tipo Friedman entre ambas variables para discernir políticas que no impidan el crecimiento económico sostenido y sustentable mientras se combate la inflación.

Este estudio adquiere mayor relevancia si se consideran los efectos negativos que puede tener la desaceleración económica de Estados Unidos y el aumento de los precios internacionales del petróleo y los alimentos sobre el crecimiento y la inflación en los países latinoamericanos. O bien ante la disyuntiva entre combatir el alza de precios y promover la actividad productiva.

Por ello estimamos un modelo econométrico y analizamos la sensibilidad a choques externos sobre los factores que determinan la inflación y el crecimiento económico en Centroamérica. Comparamos y estudiamos las formas factibles de estimación de los modelos según la literatura y el caso particular de cada país, destacamos similitudes y diferencias de las relaciones entre las variables de cada país y hacemos recomendaciones de política económica.

El resto del documento se distribuye de la siguiente forma: la sección dos hace una revisión breve de la literatura sobre el tema. La sección tres plantea el problema con base en la causalidad de Granger (1987). Con los resultados creamos una especificación general de la dinámica del crecimiento económico y la inflación de los países. La sección cuatro, correspondiente a la metodología y estimación del modelo, analiza las propiedades estadísticas de las series y su dinámica de corto y largo plazo mediante funciones estimadas individualmente. La sección cinco presenta los principales resultados. En la sexta sección se discuten algunas simulaciones aplicadas al modelo. La sección siete presenta las conclusiones.

---

<sup>131</sup> Véase CEPAL (2007).

## II. REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura sobre inflación y crecimiento económico contiene evidencia inconclusa de la dirección de causalidad y los efectos de una variable sobre otra. Para el caso que nos ocupa, una relación positiva entre el aumento de precios y el aumento de la actividad productiva, aunque otros estudios postulan una relación negativa. Esto puede deberse a varias razones. Primera, el predominio de los estudios teóricos sobre los empíricos; segunda, la heterogeneidad de las técnicas econométricas empleadas y la falta de rigor en la especificación; tercera, la tendencia a analizar grupos de países sin considerar su heterogeneidad (no estudian el caso de países centroamericanos) y, cuarto, el abordaje indirecto del tema.

Hay, pues, una tradición que sostiene la existencia de una relación positiva entre inflación y actividad económica. Keynes (1936) supuso que un incremento en el nivel general de precios produce un aumento del empleo debido a la rigidez contractual de los salarios reales, es decir, la inflación es el costo de la actividad productiva y el empleo.

Phillips (1958) encontró que el crecimiento de los salarios nominales y la tasa de desempleo estaban correlacionados negativamente en el Reino Unido en el período 1861-1957. Lo cual sirvió para que algunos economistas sostuvieran que si una sociedad soporta un poco más de inflación podría obtener menores tasas de desempleo, o lo que es lo mismo, mayor nivel de actividad económica. Mundell (1963) y Tobin (1965) sostuvieron que un incremento de la tasa de inflación provoca un desplazamiento de la demanda de dinero y otros activos financieros, estimulando así la demanda agregada y el producto.

La curva de Phillips relaciona la inflación con el desempleo y sugiere que una política dirigida a la estabilidad de precios reduce la actividad económica y fomenta el desempleo. A pesar de que esta teoría fue utilizada en muchos países para mantener el desempleo acotado mientras se toleraba una inflación alta, la experiencia ha demostrado que un país puede tener simultáneamente inflación y desempleo elevados en condiciones de estanflación (alta inflación y estancamiento económico). La curva de Phillips describió bien la experiencia de Estados Unidos en los años sesenta, cuando el control de la inflación incrementó el desempleo y contrajo la economía. Pero no pudo describir la estanflación una década más tarde.

Conviene citar las teorías sobre las expectativas racionales de Lucas, Sargent y Barro, y el NAIRU (tasa de desempleo no aceleradora de la inflación, en inglés), formuladas para explicar situaciones como la estanflación. Aquí se dice que la Curva de Phillips (CP) a corto plazo sería como una CP normal pero desplazada según cambian las expectativas. A largo plazo, sólo una tasa de desempleo es coherente con una tasa de inflación estable. La CP a largo plazo, por lo tanto, sería vertical, así que no habría relación entre inflación y desempleo.<sup>132</sup>

Entre los estudios de los efectos negativos de la inflación sobre el crecimiento económico se encuentran los de Phelps (1967, 1970) y Friedman (1968). Ellos desafiaron los planteamientos básicos de Phillips, postulando que los individuos tienen un conocimiento incompleto de la

<sup>132</sup> Véase para mayor detalle Lucas, 1972, 1987; Sargent, 1986 y Barro, 1976.

economía y que basan sus decisiones en la fijación de precios, teniendo en cuenta sus propias expectativas. La inflación presente influirá sin remedio en la inflación futura. Una alta inflación hoy incita una expectativa de alta inflación futura. Phelps había argumentado que cuando la inflación actual y la esperada coinciden, se da un “equilibrio de la tasa de desempleo”.

Los estudios de Fischer (1991-1993), Cozier y Selody (1992) y De Gregorio (1993) encontraron una relación negativa entre la inflación y el crecimiento económico, usando modelos de corte transversal para un grupo de países. Sin embargo, Levine y Zervos (1993) sostienen que este tipo de resultados no son econométricamente robustos y que sólo inflaciones altas o la aceleración de la inflación en países de inflación moderada tienen efectos negativos sobre el crecimiento económico.<sup>133</sup>

Están los trabajos nodales de Barro (1997), Card y Hyslop (1996) y Sarel (1996), que confirman una relación negativa entre crecimiento económico e inflación, pero no analizan la dirección de causalidad del fenómeno. Hay otros estudios relacionados; Esquivel (2002) concluye que en Centroamérica las variables que explican el crecimiento económico son los incrementos en productividad y la inversión en capital humano, los términos de intercambio y el comercio. Galindo y Catalán (2003) explican el crecimiento económico por la inversión y el comercio. Iraheta, Medina y Blanco (2007) analizan la transmisión de inflación entre los países miembros del Consejo Monetario Centroamericano (CMCA).

Okun (1971) argumentó que en países con inflaciones altas es más probable que se adopten políticas financieras y fiscales inconsistentes con tal de ubicar la inflación en un rango políticamente aceptable. Jácome (2001) analiza la independencia de los Bancos Centrales de América Latina y su papel ante los procesos inflacionarios. Díaz (2003) ofrece una explicación y predicción de la inflación en mercados emergentes y revisa factores determinantes de la inflación y su relación con otras variables económicas. Torres (2000) estudia la relación entre variables nominales que influyen en la inflación y su dinámica en el ciclo económico. Ros (2004) analiza los factores del bajo crecimiento de Centroamérica y su relación con variables clave: precios, competitividad, distribución del ingreso y mercado externo. Hay que destacar que sólo Esquivel, Galindo Ros e Iraheta analizan el caso centroamericano en detalle.

La siguiente sección presenta una descripción gráfica, estadística y teórica de la inflación, el crecimiento económico y variables relacionadas en cada país de Centroamérica. Para ello presentamos las tasas de variación históricas de la inflación y el crecimiento económico, cómo se han relacionado en las últimas tres décadas, realizamos pruebas de causalidad tipo Granger y mostramos el sustento teórico y práctico de cada variable.

---

<sup>133</sup> Schwarz (1998) explica que la relación negativa entre inflación y crecimiento económico puede generarse por distorsiones de la política monetaria.

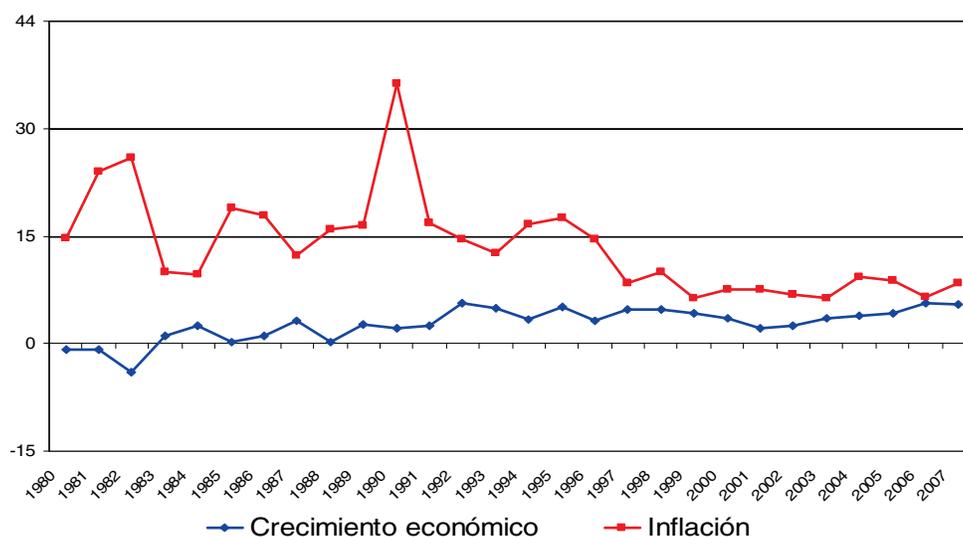
### III. EVOLUCIÓN DE LA INFLACIÓN Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO Y LOS FUNDAMENTALES MACROECONÓMICOS EN CENTROAMÉRICA

La combinación de altas tasas de inflación y bajo crecimiento económico ha caracterizado a la mayor parte de las economías de Centroamérica. El desempeño histórico confirma que en los últimos 28 años la inflación ha estado por arriba del crecimiento económico, aunque la brecha se ha reducido recientemente, entre otras razones por el favorable entorno externo vivido hasta 2007.

Gráfico 1

#### INFLACIÓN Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN CENTROAMÉRICA, 1980-2007

(Tasas de variación)

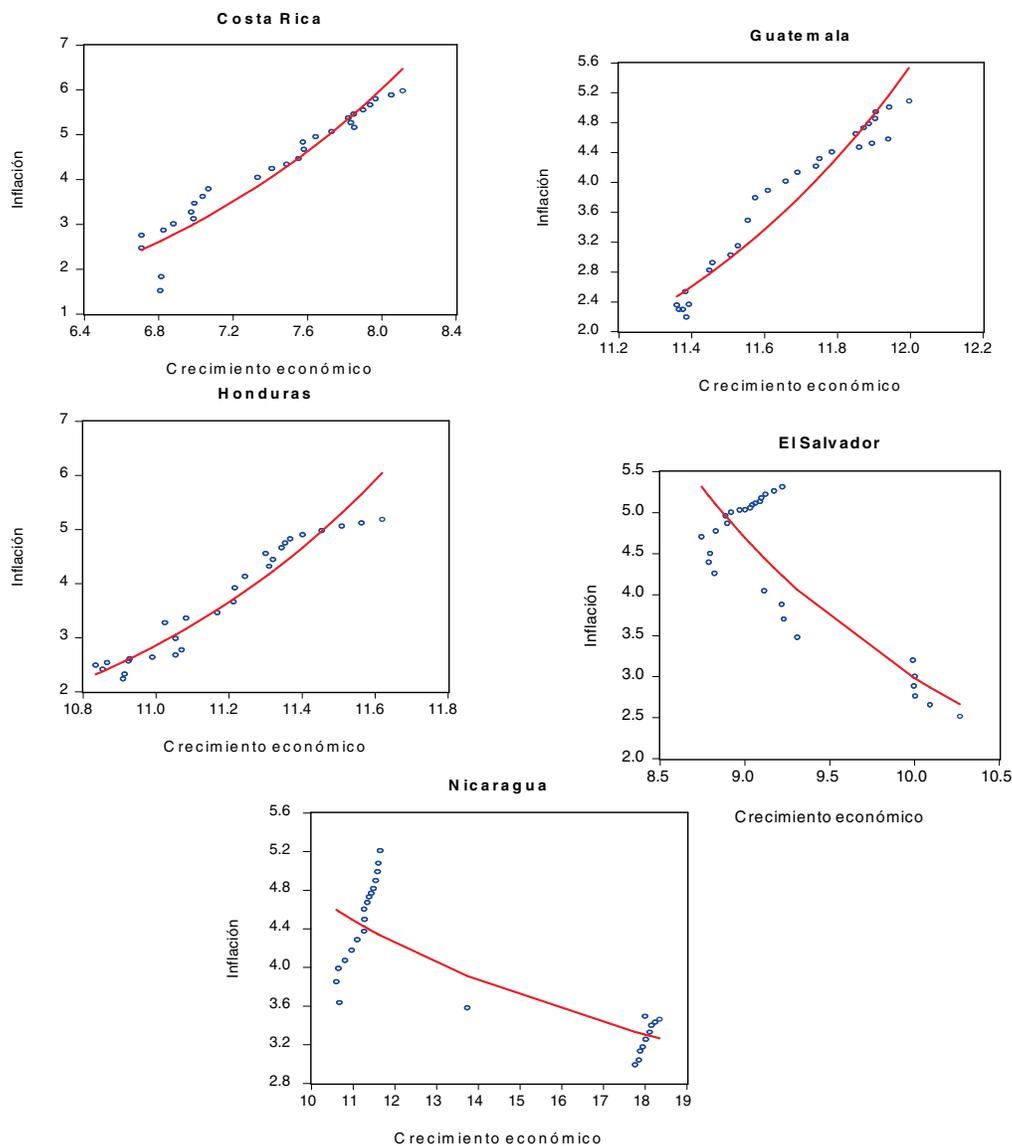


Fuente: Elaboración propia con datos de la CEPAL, 2007.

Para tener una visión panorámica de la información de cada país se realizó un análisis gráfico simple de la relación entre inflación y crecimiento económico en los últimos 27 años (véase el gráfico 2). En Costa Rica y Guatemala es notoria la relación positiva entre las variables. En términos gráficos, no estadísticos, parece incluso que una relación lineal explica bien su comportamiento. Lo mismo sucede para Honduras. En El Salvador los datos complican el análisis: la pendiente de la curva es negativa y no parece que una relación lineal pueda explicar su orientación. En Nicaragua, aunque la pendiente es negativa, hay una concentración de puntos en los extremos de la gráfica y una alta aglomeración de inflación y bajo crecimiento económico.

Gráfico 2

### INFLACIÓN Y CRECIMIENTO ECONÓMICO: CARACTERÍSTICAS DE LAS SERIES, 1980-2007



Fuente: Elaboración propia con datos de la CEPAL, 2007.

Considerando la evidencia empírica, el análisis econométrico aplica la prueba de causalidad de Granger (1987) para determinar el sentido que tiene un cambio de la inflación sobre el crecimiento económico y viceversa. Si el valor estadístico de la prueba dice que hay doble causalidad entre las variables endógenas del sistema y/o la dirección de los efectos de una variable sobre otra, será factible construir un sistema de ecuaciones simultáneo (si hay doble causalidad) o no. Los resultados de la prueba de Causalidad para los países son los siguientes:

Tabla 1

PRUEBAS DE CAUSALIDAD\*

Hipótesis nula	Costa Rica	El Salvador	Guatemala	Honduras	Nicaragua
$\Pi_t$	10,9327	4,01476	5,34562	0,46075	13,9232
no causa	(0,0006)	(0,0342)	(0,0138)	(0,7133)	(0,0022)
$\Delta Y_t$					
$\Delta Y_t$	11,2746	0,53197	0,01524	3,76717	2,02244
no causa	(0,0005)	(0,5955)	(0,9849)	(0,0306)	(0,1769)
$\Pi_t$					

Fuente: Elaboración propia con datos del anexo estadístico.

Nota:  $\Delta Y_t$  : Producto Interno Bruto del país respectivo.  $\Pi_t$  : Inflación del país respectivo. \*El estadístico F se presenta con dos rezagos y su probabilidad está entre paréntesis. Para aceptar la hipótesis alternativa la probabilidad debe ser menor a 0,05. Ante variaciones de los rezagos empleados en la prueba no se presentaron cambios significativos.

En el caso de Costa Rica, la prueba de Granger confirma una doble causalidad entre inflación y crecimiento económico, indicio fuerte de que la relación se conservará en el largo plazo. El caso de Honduras es singular, ya que únicamente se encontró causalidad del crecimiento económico hacia la inflación, por lo que las probabilidades de que la relación de Phillips prevalezca en el largo plazo son escasas.

La hipótesis de causalidad de crecimiento económico hacia precios no se verifica en los casos de El Salvador, Nicaragua y Guatemala, aunque la causalidad en el sentido inverso, de los precios hacia el crecimiento económico, se confirma en los tres países.

Una vez realizadas las pruebas de causalidad, es posible establecer mediante las ecuaciones estimadas la relación económica de las variables en el corto y en el largo plazo. Podemos inferir que la relación de Phillips podría conservarse para Costa Rica, pero no existe evidencia fuerte para el resto de los países.

El modelo típico de la literatura económica para analizar la hipótesis de Friedman <sup>134</sup> a considerar en este documento es el siguiente:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Pi_t + \beta_2 z_t + \varepsilon_t$$

Donde  $\Delta Y_t$  mide la actividad económica real, generalmente representado por el producto interno bruto (PIB);  $\Pi_t$  mide la inflación, obtenida mediante la tasa de crecimiento del índice de precios al consumidor; y  $z_t$  es un vector de variables estacionarias, los cuales pueden representar choques de precios o de oferta monetaria. Finalmente  $\varepsilon_t$  es el término de error.

<sup>134</sup> Véase Friedman (1977), Phillips (1958) y Mendoza (1988).

Si el parámetro  $\beta_1 > 0$  entonces se cumple la hipótesis de Phillips, es decir, hay crecimiento económico acompañado de mayor inflación; mientras que si  $\beta_1 < 0$ , la que se cumple es la hipótesis de Friedman, confirmando que a menores niveles de precios mayor crecimiento económico.

Para los países de Centroamérica el modelo tradicional se adaptó a dos ecuaciones dinámicas para determinar los choques externos mediante los términos de intercambio, la oferta monetaria y, cuando fuesen significativos, los precios del petróleo.<sup>135</sup>

En la primera ecuación se estima al crecimiento económico como especificación dinámica, explicado por la inflación, el PIB de Estados Unidos y las exportaciones, siempre que los parámetros sean significativos. El objetivo es explicar el crecimiento por la demanda agregada externa, considerando que uno de los motores del crecimiento es el comercio exterior, Galindo y Catalán (2003) y Esquivel (2002).

La ecuación de la inflación también es una especificación dinámica, explicada por la oferta monetaria, los términos de intercambio para medir el efecto traspaso y, cuando la causalidad lo justifique, el crecimiento económico.<sup>136</sup>

Con estas consideraciones se establece la siguiente especificación general de la dinámica del crecimiento e inflación aplicable a los países de Centroamérica.

## 1. Crecimiento Económico<sup>137</sup>

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^q \alpha_i * \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i * \Pi_{t-i} + \sum_{i=n+1}^m \beta_i * \Delta Y^{US}_{t+n-i} + \sum_{i=m+1}^p \beta_i * \Delta EXP_{t+m-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

donde:

$\Delta Y_t$  = Crecimiento del PIB

$\Pi_t$  = Crecimiento de los precios al consumidor

$\Delta Y^{US}_t$  = Crecimiento del PIB de Estados Unidos

$\Delta EXP_t$  = Crecimiento de las exportaciones

$n < m < p$

<sup>135</sup> Para mayor detalle de las variables del crecimiento económico en Centroamérica, véase Galindo y Catalán (2003), que notan la importancia del sector externo, en especial las exportaciones y el tipo de cambio.

<sup>136</sup> Para mayor detalle véase Barro (1976) y Frisch (1988).

<sup>137</sup> En Galindo y Catalán (2003) y Esquivel (2002) se justifica el uso de estas variables por las características de los países centroamericanos.

## 2. Inflación <sup>138</sup>

$$\Pi_t = \sum_{i=1}^r \delta_i * \Pi_{t-i} + \sum_{i=1}^s \gamma_i * \Delta M3_{t-i} + \sum_{i=s+1}^t \gamma_i * \Delta TC_{t+s-i} + \sum_{i=t+1}^w \gamma_i * \Delta PTR + z_t \quad (2)$$

donde:

$\Delta M3_t$  = Crecimiento de la riqueza

$\Delta TC_t$  = Crecimiento del tipo de Cambio

$\Delta PTR_t$  = Precios internacionales del petróleo

$r < s < t$

## 3. Los efectos de la inflación sobre el crecimiento económico

En la ecuación (1) el efecto de corto plazo de la inflación sobre el crecimiento está dado

por el primer coeficiente de la suma  $\sum_{i=1}^n \beta_i * \Pi_{t-i}$ , y en el largo plazo  $\frac{\sum_{i=1}^n \beta_i * \Pi_{t-i}}{\left(1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i\right)}$ . La hipótesis

de Phillips se cumple en el corto plazo si  $\beta_1 * \Pi_{t-1} > 0$  y la de Friedman si  $\beta_1 * \Pi_{t-1} < 0$ . Sin embargo, en la dinámica hacia el largo plazo, los signos de las elasticidades pueden cambiar; por lo que es necesario establecer las circunstancias en que éstos se mantienen o se invierten.

Entonces, la elasticidad de largo plazo dependerá del valor de la suma  $\sum_{i=1}^n \beta_i * \Pi_{t-i}$ . Para el caso

del cumplimiento de la hipótesis de Phillips  $\sum_{i=1}^n \beta_i * \Pi_{t-i} > 0$  mientras que para prevalecer la

hipótesis de Friedman tendría que cumplirse que  $\sum_{i=1}^n \beta_i * \Pi_{t-i} < 0$ . En el caso de que

$\sum_{i=1}^n \beta_i * \Pi_{t-i} = 0$  los efectos de corto plazo se eliminarán en el largo plazo, por lo que se estaría en presencia de una curva de Phillips vertical.

<sup>138</sup> Iraheta y otros (2007) argumentan que el tipo de cambio es relevante en la determinación de precios debido al alto *pass through* observado desde hace 10 años. Aquino y Sanabria (2007) enfatizan que para Centroamérica y en especial para El Salvador los precios internacionales del petróleo y combustibles tienen una relación fuerte y estable con el nivel general de precios.

#### 4. El comercio y el crecimiento económico

A partir de la ecuación (1) también se puede estudiar la demanda externa como impulsora de la actividad económica regional (Ros, 2004). Para ello se espera que en el corto y en el largo

plazo, los coeficientes correspondientes a  $\sum_{i=n+1}^m \beta_i * \Delta Y^{US}_{t+n-i}$  y las exportaciones

$\sum_{i=m+1}^p \beta_i * \Delta EXP_{t+m-i}$  de los países de Centroamérica conserven elasticidades positivas.

#### 5. El tipo de cambio y la inflación

Como sabemos, los períodos de alta inflación en estos países están asociados al deterioro de los términos de intercambio. El efecto traspaso del tipo de cambio a los precios es significativo en el corto plazo, aunque no es del todo claro si el efecto ingreso, al incrementarse las exportaciones, es lo suficientemente fuerte para compensar el efecto costo asociado. Los altos precios del petróleo pueden ser otra fuente significativa al repercutir en los precios de los insumos. Así, de la especificación en la ecuación (2) esperamos obtener en el corto plazo que

$\sum_{i=s+1}^t \gamma_i * \Delta TC_{t+s-i} > 0$ ; mientras que en el largo plazo el efecto ingreso puede prevalecer o

desvanecerse. Es decir,  $\sum_{i=s+1}^t \gamma_i * \Delta TC_{t+s-i} \geq 0$ .

#### 6. La oferta Monetaria

En el caso de la oferta monetaria analizamos los efectos de cambios de la riqueza sobre el crecimiento económico. Un objetivo de esta investigación es encontrar si en el largo plazo la demanda agregada tiene efectos en la economía real. Para ello, es indispensable probar si determinados cambios de política monetaria pueden afectar el crecimiento económico.<sup>139</sup> Por una parte, de la ecuación (2) esperamos que en el largo plazo se cumpla que la elasticidad

$\sum_{i=1}^s \gamma_i * \Delta M3_{t-i} > 0$ , por lo que los precios se relacionen positivamente con el nivel de riqueza.

Por otra parte, para determinar si tales efectos impactan la economía real, utilizaremos los resultados de la causalidad entre inflación y crecimiento económico en cada país.

Una vez explicada la relación teórica y práctica de las variables en el escenario centroamericano, en la siguiente sección se presentará la metodología econométrica y se estimará un modelo de ecuaciones simultáneas o por bloques cuando sea pertinente.

<sup>139</sup> Véase Schwarz (1998) sobre el papel de la política monetaria en la determinación de la inflación y el crecimiento económico.

## IV. METODOLOGÍA ECONOMETRICA Y ESTIMACIÓN DEL MODELO

### Descripción de datos

Esta sección presenta las herramientas del modelo. Las series utilizadas provienen de las bases de datos de la CEPAL para el período 1980-2007 y son: producto interno bruto real (Y), índice de precios al consumidor al final de cada año (IPC), tipo de cambio promedio anual (REXF), precio promedio del petróleo <sup>140</sup> (PTR), PIB de Estados Unidos a precios constantes, el agregado monetario M3 y exportaciones reales.

Para obtener las exportaciones reales deflactamos mediante el índice de precios al consumidor en vez del deflactor implícito del PIB. Lo hicimos así por construcción del PIB real (y), que es igual al PIB a precios corrientes (yc) dividido entre el deflactor implícito del PIB (PCDY), es decir,  $y=yc/PCDY$ . Sin embargo, si empleáramos en este caso dicho deflactor podríamos incrementar el sesgo en la relación negativa entre crecimiento e inflación. <sup>141</sup>

### Metodología Econométrica

Para determinar la relación entre el crecimiento económico y la inflación en Centroamérica se aplicará la metodología econométrica en dos vertientes. Primero, es importante saber las propiedades de las series económicas empleadas y determinar su orden de integración para crear un modelo consistente y evitar la posibilidad de una relación espuria en el largo plazo.

Posteriormente se construye un Vector Autorregresivo (VAR) para confirmar si existe causalidad de inflación hacia crecimiento económico o viceversa. Mediante este proceso es posible justificar la hipótesis de Friedman o la de Phillips en cada país y, con los resultados, formular una ecuación que represente la dinámica económica. El resultado será un modelo de ecuaciones que explique la relación de corto y largo plazo entre el crecimiento económico y los incrementos de precios. Si los efectos van en una sola dirección o si existe doble causalidad, será posible establecer un modelo más general.

El empleo de las variables exógenas en el VAR será útil para establecer su significancia en la dinámica de la inflación con crecimiento y/o contracción económica. Igual que en la prueba de causalidad Granger, realizada en la sección anterior, se probará la causalidad entre inflación y el crecimiento económico, incluyendo al comercio como factor de demanda externa y la oferta monetaria. <sup>142</sup> Se consideran los choques de oferta en los precios internacionales del petróleo y los términos de intercambio para medir el efecto traspaso hacia los precios. <sup>143</sup> De esta manera será posible determinar las magnitudes del efecto costo-ingreso en el corto y largo plazo.

<sup>140</sup> Precio promedio de los futuros del petróleo tipo West Texas Intermediate para 2008.

<sup>141</sup> Véase Mendoza (1998) para mayor detalle.

<sup>142</sup> En este caso la riqueza está representada por el agregado monetario M3.

<sup>143</sup> Para una revisión más detallada de este proceso en Centroamérica, véase Iraheta y otros. (2007).

Resumiendo, primero realizamos el análisis estadístico de las series empleadas mediante el análisis de integración. Luego analizamos si existe una relación de largo plazo entre la dinámica de los precios y el crecimiento económico en la región para eliminar la posibilidad de obtener una relación espuria. Mediante la prueba de cointegración de Johansen y Juselius (1990) encontraremos si las series son estacionarias y están cointegradas. De existir más de un vector de cointegración, entonces se justifica la construcción de un VAR y posteriormente la estimación de un modelo de ecuaciones, por bloques o simultáneo, según el caso.

Cada ecuación deberá cumplir las pruebas econométricas <sup>144</sup> y, por tanto, podrá ser empleada para calcular las elasticidades de corto y largo plazo y, posteriormente, choques en los términos de intercambio y demanda externa.

### Análisis de Integración

Los métodos más empleados para determinar el orden de integración de una variable son de dos tipos: el de Box-Jenkins y los denominados métodos de contrastes. El primero se basa en el análisis de las series temporales en términos gráficos de la serie y el correlograma. <sup>145</sup> En el caso de series estacionarias, la función de autocorrelación declina rápidamente, mientras que con una raíz unitaria sucede lo contrario.

Estos criterios deben ser tomados con cautela, ya que en ocasiones es difícil detectar los procesos significativos en series con problemas de tendencia en varianza. En esta investigación citamos algunas pruebas de raíces unitarias como la de Dickey-Fuller y la de Phillips-Perron. Complementamos el análisis con el criterio KPSS. <sup>146</sup> Esta prueba (Kwiatkowski y otros., 1992) utiliza como hipótesis nula la estacionariedad de la serie, a diferencia de las pruebas ADF y PP, cuya hipótesis nula es que la serie incluya raíz unitaria (Maddala y Kim, 1998). La especificación de la prueba se realiza considerando que la serie es estacionaria alrededor de un término constante ( $\eta_\mu$ ); ó bien alrededor de una tendencia determinística ( $\eta_\tau$ ).

Para un análisis adecuado de las series de datos de la región es importante considerar el comportamiento gráfico y aplicar la transformación a las variables en consistencia con la teoría.

La teoría del crecimiento económico considera a las variables implicadas en tasas de crecimiento. <sup>147</sup> En nuestro caso, la información para los países de Centroamérica es anual, donde las diferencias están dadas por:  $\Delta Y_t = LY_t - LY_{t-1}$ . Por lo tanto, se aplicó la transformación logarítmica a las variables en cuestión, de manera que los coeficientes obtenidos son elasticidades.

Podríamos esperar que las diferencias obtenidas mediante el logaritmo natural de las variables sean estacionarias. No obstante, en el caso de Costa Rica podemos apreciar que la

<sup>144</sup> Las pruebas econométricas se aplican de acuerdo con los ocho supuestos del proceso generador de información. Véase Spanos (1986).

<sup>145</sup> El correlograma describe la función de autocorrelación simple y parcial.

<sup>146</sup> Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin.

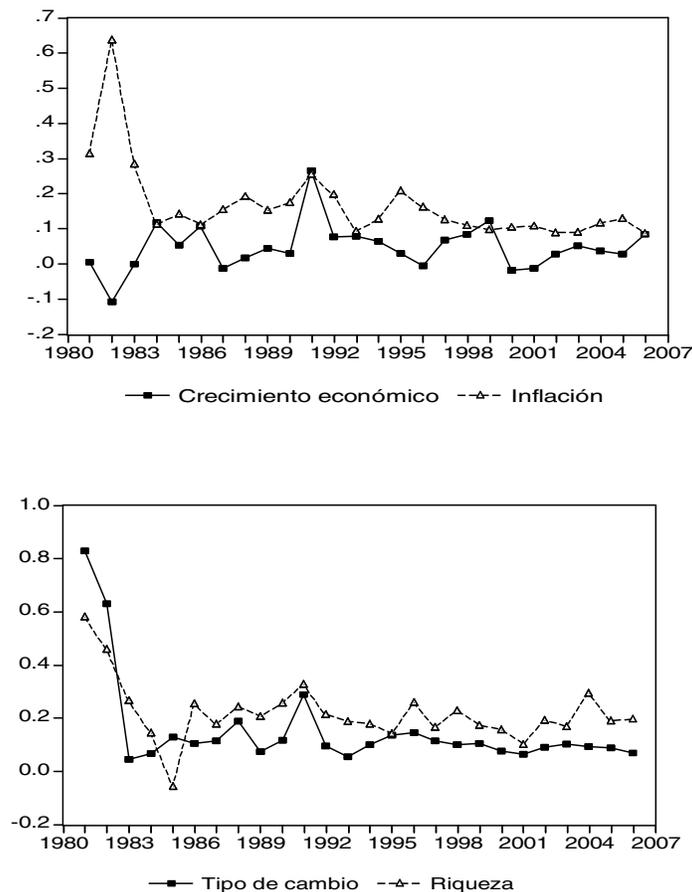
<sup>147</sup> Véase Barro (1976).

inflación y el crecimiento del PIB no tienen varianza constante (véase el gráfico 3). Lo mismo podemos apreciar para el comportamiento del tipo de cambio y la oferta monetaria, principalmente durante los primeros años de la década de los ochenta, no al final del período. Por tanto, no hay evidencia fuerte de que las variables sean estacionarias. Así, vemos que el análisis gráfico no nos proporciona la certeza para afirmar un hecho u otro.

**Gráfico 3**

**COSTA RICA: COMPORTAMIENTO DE LAS SERIES,<sup>148</sup> 1980-2007**

(Tasas de variación)



Fuente: Elaboración propia con datos de la CEPAL, 2007.

Debido a las carencias del análisis gráfico, es indispensable aplicar las pruebas estadísticas de raíces unitarias para concluir de manera más acertada si las series son

<sup>148</sup> A manera de ilustración sólo se presenta el caso de Costa Rica.

estacionarias. Los resultados de las pruebas Dickey-Fuller, Phillips-Perron y KPSS son los siguientes:

Tabla 2  
PRUEBAS DE ORDEN DE INTEGRACIÓN

Prueba Variable especificación /	ADF			PP			KPSS(4)	
	A	B	C	A	B	C	$\eta_\mu$	$\eta_\tau$
Costa Rica								
$\Delta Y^{CR}_t$	-2,07(1)	-3,97(1)	-3,85(1)	-2,88	-4,09	-4,01	0,16(6)	0,14(6)
$\Pi_t^{CR}$	-4,26(1)	-9,14(1)	-10,18(1)	-1,77	-2,75	-3,45	0,47(4)	0,14(7)
$\Delta TC^{CR}_t$	-5,03(1)	-3,89(2)	-4,49(2)	-5,12	-8,81	-7,67	0,41(3)	0,14(6)
$\Delta M3^{CR}_t$	-2,06(1)	-4,83(1)	-4,47(1)	-2,42	-4,80	-4,36	0,33(6)	0,16(7)
$\Delta EXP^{CR}_t$	-3,46(1)	-4,50(1)	-4,44(1)	-5,37	-5,77	-5,77	0,11(6)	0,11(6)
El Salvador								
$\Delta Y^{SL}_t$	-3,06(1)	-3,15(1)	-4,15(1)	-4,09	-4,17	-4,85	0,48(3)	0,14(9)
$\Delta \Pi_t^{SL}$	-4,87(1)	-4,82(1)	-4,78(1)	-6,43	-6,32	-6,31	0,16(9)	0,15(9)
$\Delta EXP^{SL}_t$	-2,66(1)	-2,57(1)	-3,03(1)	-4,11	-4,01	-4,68	0,31(7)	0,13(9)
$\Delta Y^{US}_t$	-0,98(1)	-5,33(1)	-5,64(1)	-1,36	-3,90	-3,82	0,27(9)	0,20(8)
$\Delta PTR_t$	-3,49(1)	-3,46(1)	-4,93(1)	-4,81	-4,75	-5,77	0,40(8)	0,16(8)
Guatemala								
$\Delta Y^{GT}_t$	-1,69(1)*	-5,49(1)*	-5,37(1)*	-3,64	-5,49	-5,37	0,14(6)	0,14(8)
$\Pi_t^{GT}$	-1,69(1)*	-3,15(1)	-3,58(1)	-1,70	-3,01	-3,02	0,23(2)	0,12(3)
$\Delta TC^{GT}_t$	-2,66(1)	-3,43(1)	-4,00(1)	-3,35	-3,93	-4,22	0,23(8)	0,14(8)
$\Delta, \Delta M3^{GT}_t$	-6,77(1)	-6,63(1)	-6,66(1)	-13,33	-12,77	-12,94	0,22(8)	0,21(8)
$\Delta EXP^{GT}_t$	-3,36(1)	-3,75(1)	-3,58(1)	-5,83	-6,14	-6,05	0,28(7)	0,15(7)
								/Continúa

Tabla 2 (Conclusión)

Prueba	ADF			PP			KPSS(4)	
Honduras								
$\Delta Y^{HN}_t$	-2,63(1)	-5,14(1)	-5,12(1)	-2,59	-3,45	-3,69	0,39(7)	0,14(7)
$\Delta \Pi_t^{HN}$	-4,99(1)	-4,88(1)	-4,87(1)	-4,54	-4,44	-4,37	0,17(8)	0,14(8)
$\Delta TC^{HN}_t$	-2,39(1)	-3,19(1)	-3,08(1)	-3,31	-4,02	-3,92	0,14(8)	0,14(9)
$\Delta, \Delta M3^{HN}_t$	-4,80(1)	-4,68(1)	-4,56(1)	-8,11	-7,93	-7,74	0,19(8)	0,16(8)
$\Delta EXP^{HN}_t$	-3,07(1)	-3,63(1)	-3,77(1)	-4,21	-4,39	-5,03	0,46(7)	0,16(8)
Nicaragua								
$\Delta Y^{NC}_t$	-3,28(1)	-3,41(1)	-3,42(1)	-2,88	-2,93	-2,93	0,15(8)	0,14(9)
$\Pi_t^{NC}$	-3,06(1)	-3,41(1)	-3,41(1)	-2,75	-2,93	-2,91	0,16(9)	0,14(9)
$\Delta TC^{NC}_t$	-4,80(1)	-4,69(1)	-4,59(1)	-5,63	-5,51	-5,40	0,18(9)	0,17(9)
$\Delta M3^{NC}_t$	-4,72(1)	-4,62(1)	-4,51(1)	-5,54	-5,43	-5,31	0,18(9)	0,17(9)
$\Delta EXP^{NC}_t$	-4,21(1)	-4,18(1)	-4,09(1)	-4,61	-4,55	-4,46	0,16(9)	0,16(9)

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los valores en negrillas indican rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Los valores críticos al 5% para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron, en una muestra de  $T=100$ , son de -1,96 sin constante y sin tendencia (columna A), -2,89 con la constante (columna B) y -3,75 con constante y tendencia (columna C) (Maddala y Kim, 1998, p. 64). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos utilizados en la prueba según el criterio de Schwarz de longitud de rezagos. Para Phillips Perron los rezagos se establecieron de acuerdo con el criterio Andrews usando Bartlett kernel, aunque se omiten en la tabla. Por su parte,  $\eta_\mu$  y  $\eta_\tau$  representan los estadísticos de prueba KPSS con constante y con constante y tendencia, donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística, respectivamente. Los valores críticos al 5% en ambas pruebas son de 0,463 y 0,146 respectivamente (Kwiatkowski y otros., 1992). Período 1980-2007.

La tabla 2 presenta algunos estadísticos para determinar si las variables son estacionarias en términos de la transformación aplicada. En todos los casos se comparan los valores críticos al 95% de confianza, incluyendo u omitiendo la constante y la tendencia.

Para considerar estacionaria una serie, los valores de la  $t$  en tablas de las pruebas aumentada de Dickey-Fuller y Phillips-Perron deben ser negativos y mayores que el valor crítico de Mackinnon (1989) en términos absolutos. De esta forma se rechaza la hipótesis nula que admite la presencia de al menos una raíz unitaria. En el caso de la prueba KPSS, en cambio,

aceptamos la hipótesis nula,<sup>149</sup> de acuerdo con los valores críticos de Kwiatkowski y otros. (1992), confirmando que la serie es estacionaria. Por ejemplo, la diferenciación de las series generada por las tasas anuales de crecimiento de Costa Rica y Nicaragua son suficientes para hacerlas  $I(0)$  al 95% de confianza con los rezagos empleados.

En Guatemala y Honduras, el PIB, el tipo de cambio y las exportaciones expresados en tasas de crecimiento resultaron estacionarios, pero la inflación y el crecimiento de la oferta monetaria resultaron ser  $I(1)$  al 5% de significancia, por lo que fue necesario emplear la primera diferencia de dichas series; tal fue el caso del índice de precios de El Salvador, si bien todas las variables probaron ser  $I(0)$  al 10% de significancia.

El hecho de que en algunos casos se tengan series con órdenes de integración distintos puede tener implicaciones importantes para el análisis. Una combinación lineal de este tipo podría fallar al determinar la relación de largo plazo entre la inflación y el crecimiento, lo que dificultaría el uso de las variables en un modelo explicativo. Por otra parte, existe el riesgo de que el efecto de los precios en el crecimiento aparezca como permanente debido a la determinación de la inflación por un proceso estocástico.

Para evitar el riesgo de trabajar con relaciones espurias, procedemos a realizar el análisis de cointegración, que consiste en encontrar al menos una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables de estudio. Así nos aseguraremos de que éstas efectivamente aportan información relevante al modelo.

### **Análisis de Cointegración**

Los procesos inflacionarios de la región han presentado variación no constante, sobre todo en períodos de crisis, conflictos armados<sup>150</sup> y recesión, como en la década de los ochenta. La ausencia de datos para un período muy largo impide tener certeza de si la inflación y el crecimiento económico son históricamente estacionarios. De hecho, algunos países han sufrido hiperinflación contemporánea, por lo que existe evidencia débil de que la inflación sea estacionaria.

Otra forma de detectar si la inflación es  $I(0)$  es mediante el análisis de cointegración, que posibilita establecer la existencia o inexistencia de una relación de largo plazo entre la inflación y el crecimiento. Para resolverlo, las variables empleadas deberán generar una combinación lineal estacionaria, lo que se cumplirá siempre que las perturbaciones sean  $I(0)$ .

Para encontrar alguna relación de largo plazo se puede construir un Modelo de Corrección de Error a partir de una combinación lineal estacionaria por el método bietápico de Engle y Granger (1987). Este procedimiento consiste en estimar la relación de cointegración por mínimos cuadrados ordinarios y aplicar posteriormente el modelo de corrección de error, introduciendo los residuos de la relación de cointegración estimada, desfasados un período.

<sup>149</sup> Aceptar la hipótesis nula implica que la serie es estacionaria.

<sup>150</sup> Por ejemplo, El Salvador experimentó una larga guerra civil entre 1980 y 1992.

Entre las ventajas de la estimación bietápica de Engle-Granger podemos mencionar que el MCE obtenido es superconsistente en el sentido de que los parámetros convergen en el valor poblacional debido a una varianza residual mínima (Stock, 1987). Además, la consistencia de los estimadores no se altera porque los parámetros de la relación de cointegración estén correlacionados con los errores. Esto permite tomar cualquier variable cointegrada como variable dependiente sin debilitar la consistencia de la estimación.

Intuitivamente, esto implica que el vector de cointegración estimado se normalice cuando su parámetro tome el valor de uno. Como los errores son  $I(0)$ , no influyen en la relación de largo plazo, aunque las variables tengan orden de integración mayor.

Sin embargo, cuando el número de variables a considerar en la construcción de un modelo aumenta, hay la posibilidad de encontrar más de un vector de cointegración y pueden presentarse los siguientes inconvenientes:

- a) En la situación en que el rango de cointegración sea mayor que uno, sólo se conocerá un vector de cointegración al normalizar uno de los parámetros, lo que es una restricción.
- b) Debido a que los coeficientes obtenidos en la primera estimación tienen distribuciones desconocidas, los resultados son sesgados.
- c) De existir problemas de simultaneidad, el MCE no procesaría adecuadamente los efectos en las direcciones existentes, por lo que se requeriría emplear variables instrumentales.

Debido a que esta investigación pretende comprobar la causalidad entre la inflación y el crecimiento económico en un grupo de países, requiere un análisis de cointegración con un mayor número de variables explicativas.

Por lo anterior, la prueba de cointegración a emplear en nuestro análisis es la de Johansen-Joselius (1988) que, junto con el criterio del máximo eigenvalor, proporciona cinco opciones en el vector de largo plazo propuesto y/o en el VAR, para mayor flexibilidad de aplicación.

El método máximo verosímil de Johansen (1988) tiene ventajas frente a los modelos de corrección de error. A diferencia de la estimación bietápica de Engle-Granger (1987), Johansen contrasta simultáneamente el orden de integración de las variables y las relaciones de cointegración entre ellas; estima todos los vectores posibles sin imponer uno *a priori* y, por lo tanto, permanece inmune a la endogeneidad de las variables de la relación de cointegración.

El procedimiento parte de la modelización de Vectores autorregresivos (VAR) sugerida por Sims (1980), en el cual todas las variables se consideran endógenas. Formalmente, sea el modelo VAR(p):

$$Y_t = \mu + \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde  $Y_t$  es un vector columna de orden  $(m \times 1)$ ,  $m$  es el número de variables del modelo,  $\mu$  es un vector de constantes, y  $\varepsilon_t$  es un vector de errores idéntica e independientemente

distribuidos con media cero y matriz de varianzas y covarianzas  $\Omega$ . Similarmente a la prueba ADF, la ecuación (4) puede escribirse como:

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde:

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$$

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_p$$

$$i = 1, \dots, p-1$$

Y la matriz  $\Pi$  de orden  $(m \times m)$ , también llamada matriz de impactos, contiene la información de la relación a largo plazo entre las variables. La ecuación (5) es la de un Modelo de Corrección de Error en forma matricial. Se aprecia la semejanza de esta expresión con la correspondiente a la prueba ADF. Para que el proceso de la ecuación (5) alcance el equilibrio es necesario que  $\Pi Y_{t-p}$  sea  $I(0)$ , lo que implica que la matriz recoja las relaciones de cointegración.

La idea intuitiva del procedimiento es encontrar las combinaciones lineales del vector  $Y_t$ , correlacionadas al máximo con  $\Delta Y_t$ . La secuencia de iteraciones sería plantear inicialmente la  $H_0: r=0$  (no cointegración) frente a la  $H_a: r=1$  (cointegración), verificando que los estadísticos de Johansen y del máximo eigenvalor sean mayores que los valores de las tablas. En caso de rechazar esta hipótesis, se contrastaría la  $H_0: r=1$  con la alternativa de  $r=2$  y así sucesivamente, hasta que la  $H_0$  no sea rechazada, o hasta aceptar la hipótesis alternativa de  $r=m$ , que nos diría que todas las variables son estacionarias.

Considerando la inclusión de términos deterministas en el modelo, el vector de constantes  $\mu$  puede emplearse de dos formas: como una constante en cada ecuación, lo que implicaría una tendencia determinista en los niveles de las variables (sin restringir), o que sólo aparezca en los Modelos de Corrección de Error (restringido). En este último caso, las constantes sólo aparecerían en las relaciones a largo plazo de las variables.

A fin de comprobar si el vector de constantes  $\mu$  entra de forma restringida o no en el modelo, Johansen (1992) sugiere realizar la secuencia suponiendo que  $\mu$  sólo aparece en el término de corrección del error. Cada vez que  $H_0$  sea rechazada, sería contrastada bajo el supuesto de que  $\mu$  no está restringido. Si esta hipótesis también es rechazada, se buscaría un rango de cointegración mayor, bajo el supuesto de que  $\mu$  está restringido y así reiteradamente.

Enseguida, Johansen y Juselius (1992) aplican distintas hipótesis estructurales a los vectores de cointegración como restricciones lineales a todas las relaciones de cointegración, o bien restricción lineal a algunas relaciones de cointegración y a otras no.

Según los cinco resultados de la prueba para cada país, se encontró al menos un vector de cointegración entre la inflación y el crecimiento económico, por lo que puede asegurarse que

existe una relación de largo plazo entre estas variables en todos los países considerados. Los resultados se presentan en la tabla 3.

Tabla 3

CRECIMIENTO ECONÓMICO E INFLACIÓN: PRUEBA DE COINTEGRACIÓN DE JOHANSEN

País	Ho	Traza	Valor crítico 95%	Prob.	$\lambda$ -max	Valor crítico 95%	Prob.
Costa Rica	r = 0	25,22*	15,49	0,0013	15,53*	14,26	0,0313
	r ≤ 1	9,69*	3,84	0,0019	9,69*	3,84	0,0019
El Salvador	r = 0	15,70*	15,49	0,0464	10,17	14,26	0,2007
	r ≤ 1	5,53*	3,84	0,0187	5,53	3,84	0,0187
Guatemala	r = 0	22,97*	15,49	0,0031	14,05	14,26	0,0540
	r ≤ 1	6,74	9,16	0,1407	8,92*	3,84	0,0028
Honduras	r = 0	19,10*	18,39	0,0397	12,89	17,14	0,1874
	r ≤ 1	6,21*	3,84*	0,1027	6,21*	3,84	0,0127
Nicaragua	r = 0	19,24*	15,49	0,0129	17,92	14,26	0,0126
	r ≤ 1	1,32	3,84	0,2497	1,32	3,84	0,2497

Fuente: Elaboración propia.

Notas: (\*) Indica rechazo al 5% de nivel de significancia; Traza = prueba de la traza;  $\lambda$ -max = prueba de la raíz característica máxima; r = número de vectores de cointegración; número de rezagos en el VAR: de 1 a 4; Constante y no tendencia en VAR; Período 1980 – 2007.

El siguiente paso es agregar las variables exógenas a la prueba de cointegración para confirmar que no alteran la relación de largo plazo encontrada.

Como puede observarse en las tablas 4 y 5, los vectores de cointegración normalizados respetan la relación de la inflación y el crecimiento con la oferta monetaria, las exportaciones y el tipo de cambio.

Tabla 4

VECTORES DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADOS: ECUACIÓN PARA EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

País	Vector de cointegración
Costa Rica	$\Delta Y_t = 0.19 * \Pi_t + 0.38 * \Delta EXP_t + 0.33 * \Delta Y_t^{us}$
El Salvador	$\Delta Y_t = -1.27 * \Pi_t + 0.77 * \Delta EXP_t + 0.90 * \Delta Y_t^{us}$
Guatemala	$\Delta Y_t = 0.12 * \Pi_t + 0.13 * \Delta EXP_t + 0.22 * \Delta Y_t^{us}$
Honduras	$\Delta Y_t = 0.22 * \Delta EXP_t + 0.97 * \Delta Y_t^{us}$
Nicaragua	$\Delta Y_t = -0.38 * \Pi_t + 0.53 * \Delta EXP_t + 0.87 * \Delta Y_t^{us}$

Fuente: Elaboración propia.

Nota: En todos los casos se normalizó el primer vector de cointegración de acuerdo con el criterio de la traza y la traza máxima al 95% confianza.

Tabla 5

VECTORES DE COINTEGRACIÓN NORMALIZADOS: ECUACIÓN  
PARA LA INFLACIÓN

País	Vector de cointegración
Costa Rica	$\Pi_t = 0.55 * \Delta Y_t + 0.95 * \Delta TC_t + 0.03 * \Delta M3_t$
El Salvador	$\Pi_t = 0.45 * \Delta PTR$
Guatemala	$\Pi_t = 0.68 * \Delta TC_t + 0.33 * \Delta M3_t$
Honduras	$\Pi_t = 0.32 * \Delta TC_t + 0.48 * \Delta M3 - 0.12 * \Delta Y_t$
Nicaragua	$\Pi_t = 1.207 * \Delta TC_t + 0.54 * \Delta PTR$

Fuente: Elaboración propia.

Nota: En todos los casos se normalizó el primer vector de cointegración de acuerdo con el criterio de la traza y la traza máxima al 95% confianza.

Con los vectores anteriores podemos identificar una relación positiva de largo plazo entre el crecimiento del producto de los países, su nivel de exportaciones y el crecimiento económico de Estados Unidos. Las elasticidades de la ecuación del crecimiento económico son positivas en todos los casos, siendo más relevante en países con mercados internos atomizados, Nicaragua y El Salvador, que dependen en gran medida del desempeño de la economía estadounidense. Por otra parte, Costa Rica registra elasticidades significativas pero menores, posiblemente por su mayor diversificación comercial en la región.

Los procesos inflacionarios de estos países obedecen a factores más externos que internos. En todos los casos es notorio el impacto negativo del tipo de cambio vía choques de oferta. La oferta monetaria como impulsor de precios al alza es notoria en Guatemala y Honduras, mientras que en Costa Rica la relación de Phillips explica una elasticidad muy pequeña, por lo que puede inferirse que choques de demanda tienen efectos permanentes en su crecimiento. Finalmente, los precios del petróleo registran elasticidades significativas en Nicaragua y El Salvador, los más expuestos a choques externos. Las continuas devaluaciones de Nicaragua en la década de los noventa han dificultado ejecutar la política monetaria con eficiencia. Por razones similares, El Salvador dolarizó su economía en 2001 como medida de control inflacionario.

Podemos concluir que, según los análisis de integración y cointegración, existe evidencia fuerte de que la inflación y el crecimiento están relacionados en el largo plazo. Aunque el tamaño de la muestra hace difícil confirmar con las pruebas de raíces unitarias que la inflación es  $I(0)$ , según el método de Johansen hay fuerte evidencia de que nuestras ecuaciones individualmente estimadas, incluyendo las variables exógenas, guardan una relación de largo plazo.

Las estimaciones para El Salvador, Guatemala, Honduras y Nicaragua son consistentes con los efectos de corto y largo plazo esperados. En consecuencia, es posible estimar un sistema de ecuaciones por bloques, es decir, estableciendo causalidad en la dirección de la inflación hacia el crecimiento o viceversa. En el caso de Costa Rica, donde se comprobó la doble causalidad, lo más factible es estimar un sistema de ecuaciones simultáneo donde los efectos de corto y largo plazo sean determinados por un análisis de multiplicadores.

Otra forma de confirmar la consistencia de cada ecuación estimada es aplicar la prueba de raíces unitarias a los errores generados. Si éstos resultan estacionarios, también tendremos evidencia fuerte de que la combinación de variables es una relación de largo plazo, por lo que este método también justifica crear un sistema de ecuaciones para cada país. Los resultados de la prueba ADF para los errores generados por las ecuaciones están en la tabla 6, resultando estacionarios. Así, se confirma una relación de largo plazo entre las variables.

Tabla 6

PRUEBAS DE ORDEN DE INTEGRACIÓN PARA LAS PERTURBACIONES

Países	Prueba	$\Delta Y_t$	$\Pi_t$	Valor crítico bajo* 5%	Valor crítico alto** 5%
Costa Rica	I(0) ADF	-4,06	-2,84	-2,00	-1.92
El Salvador	I(0) ADF	-2,86	-2,55	-2,00	-1.92
Guatemala	I(0) ADF	-3,96	-2,84	-2,00	-1.92
Honduras	I(0) ADF	-4,19	-3,44	-2,00	-1.92
Nicaragua	I(0) ADF	-2,48	-2,25	-2,00	-1.92

Fuente: Elaboración propia.

Nota: \*Valor Crítico de Mackinnon al 95% de confianza. \*\*Prueba Aumentada de Dickey-Fuller; las pruebas se hicieron sin constante y sin tendencia de acuerdo con el criterio de Charemza y Deadman (1997). En la prueba ADF se consideró una n=25 de acuerdo con los coeficientes estimados.

Para estudiar las relaciones de largo plazo planteadas en las ecuaciones (1) y (2), se estimaron las especificaciones correspondientes (por bloques o de manera simultánea), con la metodología de Hendry, de lo general a lo particular, evaluando la significancia de los parámetros para los países <sup>151</sup> y las propiedades de convergencia de los modelos. <sup>152</sup> Como resultado, se calcularon las elasticidades de corto y largo plazo para cada caso en los siguientes modelos.

**Costa Rica**

$$\Delta Y^{CR}_t = \alpha_1 \Delta Y^{CR}_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y^{CR}_{t-2} + \beta_1 * \Pi^{CR}_{t-1} + \beta_2 * \Delta Y^{US}_{t-2} + \beta_3 * \Delta EXP^{CR}_t + \varepsilon_t$$

<sup>151</sup> Las pruebas econométricas consistentes con el proceso generador de información se presentan en el anexo estadístico.

<sup>152</sup> Las soluciones para la inflación y el crecimiento económico cumplen con las condiciones de convergencia. Es decir  $\left| \sum_{i=1}^n \alpha_i \right| < 1$  y  $\left| \sum_{i=1}^n \delta_i \right| < 1$ , respectivamente. Asimismo, se confirmó la significancia de las variables exógenas en la dinámica de las ecuaciones y el empleo de variables dummy cuando fue necesario.

$$\Pi^{CR}_t = \delta_1 \Pi_{t-1} + \delta_2 \Pi_{t-2} + \gamma_1 * \Delta M3^{CR}_{t-1} + \gamma_2 * \Delta TC_t + \gamma_3 * \Delta Y^{CR}_{t-1} + z_t$$

Donde:

$\Delta Y^{CR}_t$  : Producto interno bruto

$\Pi^{CR}_t$  : Inflación anual.

$\Delta Y^{US}_t$  : Producto interno bruto de Estados Unidos

$\Delta EXP^{CR}_t$  : Exportaciones de bienes y servicios

$\Delta M3^{CR}_t$  : Agregado monetario M3 (riqueza)

$\Delta TC_t$  : Tipo de cambio nominal

### El Salvador

$$\Delta Y^{SL}_t = \alpha_1 \Delta Y^{SL}_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y^{SL}_{t-2} + \alpha_3 \Delta Y^{SL}_{t-3} + \beta_1 * \Pi^{SL}_t + \beta_2 * \Pi^{SL}_{t-1} + \beta_3 * \Pi^{SL}_{t-2} + \beta_4 * \Delta EXP^{SL}_{t-1} + \beta_5 * \Delta Y^{US}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Pi^{SL}_t = \delta_1 \Pi^{SL}_{t-1} + \gamma_1 * \Delta PTR_t + \gamma_2 * \Delta PTR_{t-1} + z_t$$

Donde:

$\Delta Y^{SL}_t$  : Producto interno bruto

$\Pi^{SL}_t$  : Inflación anual

$\Delta EXP^{SL}_t$  : Exportaciones de bienes y servicios

$\Delta Y^{US}_t$  : Producto interno bruto de Estados Unidos

$\Delta PTR_t$  : Precio internacional del petróleo

### Guatemala

$$\Delta Y^{GT}_t = \alpha_1 \Delta Y^{GT}_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y^{GT}_{t-2} + \beta_1 * \Pi^{GT}_{t-1} + \beta_2 * \Delta Y^{US}_t + \beta_3 * \Delta EXP^{GT}_t + \varepsilon_t$$

$$\Pi^{GT}_t = \delta_1 \Pi^{GT}_{t-1} + \gamma_1 * \Delta M3^{GT}_{t-1} + \gamma_2 * \Delta TC_{t-1} + z_t$$

Donde:

$\Delta Y^{GT}_t$  : Producto interno bruto

$\Pi^{GT}_t$  : Inflación anual

$\Delta Y^{US}_t$  : Producto interno bruto de Estados Unidos

$\Delta EXP^{GT}_t$  : Exportaciones de bienes y servicios

$\Delta M3^{GT}_t$  : Riqueza

$\Delta TC_t$  : Tipo de cambio nominal

## Honduras

$$\Delta Y^{HN}_t = \alpha_1 \Delta Y^{HN}_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y^{HN}_{t-2} + \beta_1 * \Delta Y^{US}_t + \beta_2 * \Delta Y^{US}_{t-1} + \beta_3 * EXP^{HN}_t + \varepsilon_t$$

$$\Pi^{HN}_t = \delta_1 \Pi^{HN}_{t-1} + \delta_2 \Pi^{HN}_{t-2} + \gamma_1 * \Delta M3^{HN}_{t-1} + \gamma_2 * \Delta TC_t + \gamma_3 * \Delta TC_{t-1} + \gamma_4 * \Delta Y^{HN}_t + z_t$$

Donde:

$\Delta Y^{HN}_t$ : Producto interno bruto

$\Delta Y^{US}_t$ : Producto interno bruto de Estados Unidos

$\Delta EXP^{HN}_t$ : Exportaciones de bienes y servicios

$\Pi^{HN}_t$ : Inflación anual

$\Delta M3^{HN}_t$ : Riqueza

$\Delta TC_t$ : Tipo de cambio nominal

## Nicaragua

$$\Delta Y^{NC}_t = \alpha_1 \Delta Y^{NC}_{t-1} + \beta_1 * \Pi^{NC}_t + \beta_2 * \Pi^{NC}_{t-1} + \beta_3 * \Delta Y^{US}_t + \beta_4 * EXP^{NC}_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Pi^{NC}_t = \delta_1 \Pi^{NC}_{t-1} + \gamma_1 * \Delta TC_{t-1} + \gamma_2 * \Delta PTR_t + \gamma_3 * \Delta PTR_{t-1} + z_t$$

Donde:

$\Delta Y^{NC}_t$ : Producto interno bruto

$\Pi^{NC}_t$ : Inflación anual

$\Delta Y^{US}_t$ : Producto interno bruto de Estados Unidos

$\Delta EXP^{NC}_t$ : Exportaciones de bienes y servicios

$\Delta TC_t$ : Tipo de cambio nominal

$\Delta PTR_t$ : Precio internacional del petróleo <sup>153</sup>

De acuerdo con los resultados obtenidos podemos concluir que existe evidencia fuerte de que la relación de Phillips para Costa Rica se conserva en el corto y largo plazo. La prueba de causalidad de Granger (1987) y las ecuaciones estimadas individualmente confirman que prevalece la relación positiva entre la inflación y el crecimiento económico.

<sup>153</sup> Se considera el precio promedio de los futuros del petróleo WTI para 2008.

Tabla 7

## ELASTICIDADES DE CORTO Y LARGO PLAZO\*

Variable	Ecuación del crecimiento económico		Ecuación de la inflación	
	Corto plazo	Largo plazo	Corto plazo	Largo plazo
$\Pi_{t-1}^{cr}$	0,12	0,12		
$\Delta Y_{t-2}^{us}$	0,53	0,53		
$\Delta EXP_t^{cr}$	0,26	0,26		
$\Delta M3_{t-1}^{cr}$			0,11	0,15
$\Delta TC_{t-1}^{cr}$			0,62	0,87
$\Delta Y_{t-1}^{cr}$			0,09	0,13
$\Pi_{t-1}^{sl}$	-1,21	-0,60		
$\Delta EXP_t^{sl}$	0,38	0,24		
$\Delta Y_{t-1}^{us}$	0,93	0,57		
$\Delta PTR_{t-1}$			0,03	0,26
$\Pi_{t-1}^{gt}$	0,08	0,08		
$\Delta Y_{t-1}^{us}$	0,52	0,51		
$\Delta EXP_t^{gt}$	0,11	0,11		
$\Delta M3_{t-1}^{gt}$			0,56	0,46
$\Delta TC_{t-1}^{gt}$			0,36	0,30
$\Delta Y_{t-1}^{us}$	0,67	0,65		
$\Delta EXP_{t-1}^{hn}$	0,28	0,30		
$\Delta M3_{t-1}^{hn}$			0,44	0,42
$\Delta TC_{t-1}^{hn}$			0,08	0,39
$\Delta Y_{t-2}^{hn}$			-0,27	-0,32
$\Pi_t^{nc}$	-1,08	-1,09		
$\Delta Y_{t-1}^{us}$	1,78	3,48		
$\Delta EXP_{t-1}^{nc}$	0,20	0,40		
$\Delta TC_{t-1}^{nc}$			0,14	0,35
$\Delta PTR_{t-1}$			0,11	0,37

Fuente: Elaboración propia.

Nota: \*Los parámetros de las variables exógenas fueron significativos al 95% de confianza. El significado de cada variable esta definida en la especificación de los modelos sobre crecimiento económico e inflación para cada país en los párrafos superiores.

En Guatemala se sugiere una causalidad de precios hacia crecimiento económico. Por esta vía se alcanza un equilibrio con mayores tasas de inflación. El efecto de corto plazo es similar al de largo plazo, por lo que es más factible que los choques de demanda agregada tengan efectos permanentes en el crecimiento del país.

En Honduras encontramos el comportamiento opuesto. La causalidad de crecimiento a precios es significativa pero negativa en el corto y largo plazos. De aceptarse esta hipótesis, tendríamos que la demanda externa y el comercio causan crecimiento económico con mayores niveles de precios. Sin embargo, es necesario estudiar el efecto costo del tipo de cambio en el comportamiento de los precios y el papel de la política monetaria en la demanda agregada.

Los altos niveles de precios en Nicaragua han sido provocados principalmente por depreciaciones del tipo de cambio <sup>154</sup> y por el efecto costo que afecta la importación de bienes intermedios. La contracción económica provocada por los choques externos de los precios del petróleo es significativa en el corto y largo plazos.

En forma similar, El Salvador se vio afectado por el deterioro de los términos de intercambio durante los noventa. Como resultado, se optó por dolarizar la economía (a partir de 2001) para disminuir las tasas de inflación. La relación negativa entre inflación y crecimiento económico prevalece en la presente década. Los altos precios del petróleo han repercutido fuerte en los precios. La demanda norteamericana y el nivel de exportaciones han sido relevantes para el desempeño de esta economía.

Después de este análisis parcial, el siguiente paso es construir un Vector Autorregresivo para confirmar o rechazar la significancia de las variables endógenas y exógenas. Así podrá establecerse la dirección de los efectos de la inflación y el crecimiento, así como la causalidad de un sistema de ecuaciones adecuado para cada país.

## V. ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE ECUACIONES

Una vez hecho el análisis de integración y cointegración de las variables, es importante verificar la causalidad de las variables exógenas hacia la inflación y el crecimiento. Para ello se estima un VAR partiendo de cinco rezagos y eliminando las variables no explicativas de la dinámica del crecimiento y la inflación. El criterio más adecuado para determinar el número de rezagos y las variables exógenas de las ecuaciones consiste en evaluar su significancia por medio del estadístico t al 90% y 95% de confianza. Al mismo tiempo, se consideran los valores de la R cuadrada y los estadísticos de Akaike (1974) y Schwarz (1978), que deben disminuir conforme la significancia de los elementos eliminados (véase el cuadro 1).

Si encontramos una relación económica consistente de las variables exógenas hacia el crecimiento y la inflación con los signos esperados de las elasticidades y valores significativos en el VAR, podemos confirmar que la relación de cointegración encontrada y justificada con el análisis de integración efectivamente constituye una relación de largo plazo para las variables.

Mediante la estimación del VAR y la prueba de causalidad de Granger se confirmó la doble causalidad entre la inflación y el crecimiento económico para Costa Rica. Los parámetros de ambas ecuaciones son significativos y menores que uno, lo que asegura la convergencia del modelo. La relación positiva entre crecimiento e inflación se conserva en ambos casos, evidencia fuerte de la relación de Phillips en el largo plazo.

---

<sup>154</sup> Por conveniencia en la tarea de homogeneizar la información a los precios base y tipo de cambio para el período más estable, las estimaciones se hicieron para el período 1990-2006, después de detectar más de dos cambios estructurales.

Cuadro 1

INFLACIÓN Y CRECIMIENTO ECONÓMICO EN CENTROAMÉRICA: VECTORES  
AUTORREGRESIVOS, 1980-2007

País	Costa Rica		El Salvador		Guatemala		Honduras		Nicaragua	
Variable	$\Delta Y_{t-1}^{CR}$	$\Pi_t^{CR}$	$\Delta Y_{t-1}^{SL}$	$\Pi_t^{SL}$	$\Delta Y_{t-1}^{GT}$	$\Pi_t^{GT}$	$\Delta Y_{t-1}^{HN}$	$\Pi_t^{HN}$	$\Delta Y_{t-1}^{NC}$	$\Pi_t^{NC}$
$\Delta Y_{t-1}$	0,584 [ 3,033]	0,229 [ 2,625]	-0,166 [-0,595]	0,106 [ 0,945]	0,109 [ 0,606]	0,006 [ 0,017]	0,200 [ 0,690]	0,841 [ 1,660]	-1,537 [-1,623]	2,546 [ 2,674]
$\Delta Y_{t-2}$	-0,350 [-2,175]	-0,060 [-0,826]	-0,303 [-0,829]	0,043 [ 0,294]						
$\Pi_{t-1}$	0,917 [ 2,144]	0,920 [ 4,734]	-0,552 [-0,727]	0,989 [ 3,213]	0,208 [ 2,275]	0,161 [ 0,925]	0,042 [ 0,269]	0,287 [ 1,054]	-1,580 [-1,971]	2,579 [ 3,198]
$\Pi_{t-2}$	-0,282 [-1,536]	-0,254 [-3,050]	-0,361 [-0,539]	-0,149 [-0,549]						
C					4,879 [ 2,201]	8,911 [ 2,110]			-77,445 [-3,049]	80,381 [ 3,147]
$\Delta Y_{t-1}^{US}$	0,510 [ 4,919]	-0,129 [-2,734]	1,991 [ 2,730]	-0,015 [-0,051]	0,505 [ 1,483]	-1,469 [-2,263]	0,743 [ 2,564]	-0,661 [-1,306]	12,699 [ 2,992]	-13,015 [-3,048]
$\Delta EXP_t^r$	0,215 [ 2,427]	-0,096 [-2,391]	1,042 [ 4,511]	-0,226 [-2,416]	0,160 [ 2,492]	0,012 [ 0,102]	0,309 [ 2,118]	-0,464 [-1,818]	0,307 [ 6,248]	-0,317 [-6,421]
$\Delta TC_t$	-0,042 [-0,336]	0,844 [ 14,748]			-0,064 [-2,134]	0,357 [ 6,201]	0,041 [ 0,902]	0,252 [ 3,161]	-0,241 [-3,852]	0,248 [ 3,939]
$\Delta M3_{t-1}$			-0,484 [-2,729]	0,147 [ 2,040]	-0,105 [-0,926]	0,708 [ 3,274]	-0,121 [-1,407]	0,379 [ 2,517]		
$\Delta PTR_{t-1}$			0,021 [ 0,196]	0,060 [ 1,374]					-1,154 [-3,244]	1,163 [ 3,252]

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Entre corchetes el estadístico t. Los estadísticos para la primera y segunda ecuación, respectivamente, para cada país son: en Costa Rica:  $R^2=0,992$ ,  $0,998$ ; Akaike AIC: -3,14,-4,71; en Guatemala:  $R^2=0,990$ ,  $0,998$ ; Akaike AIC: -4,49,-3,20; en Honduras:  $R^2=0,984$ ,  $0,998$ ; Akaike AIC: -3,84,-3,15; en Nicaragua:  $R^2=0,984$ ,  $0,991$ ; Akaike AIC: 1,54,1,55 y en El Salvador:  $R^2=0,962$ ,  $0,967$  Akaike AIC: -3,35,-3,94.

Las exportaciones reales y el crecimiento económico de Estados Unidos son relevantes para el desempeño de toda la región (en consistencia con Esquivel 2002), mientras que los procesos inflacionarios están determinados mayormente por choques de oferta mediante depreciación de los tipos de cambio y los altos precios del petróleo, principalmente en Nicaragua y El Salvador.

Los choques de demanda tienen efectos diversos en las economías de la región. En El Salvador, los choques en los términos de intercambio alimentaban los procesos inflacionarios hasta antes de la dolarización. Actualmente esas presiones están más determinadas por el precio del petróleo y la tasa de interés internacional, que determinan la liquidez del mercado.

Como hemos dicho, Costa Rica y Guatemala presentan causalidad positiva de inflación hacia crecimiento económico. Aquí esperaríamos que choques de demanda tuvieran efectos de largo plazo en las variables reales de la economía y, por tanto, tasas de crecimiento positivas, acompañadas de mayores niveles de precios.

En el caso de Nicaragua, la relación negativa entre el crecimiento económico y los precios es causada por choques de oferta en los precios del petróleo y el tipo de cambio. En este caso

puede esperarse que el efecto costo de una devaluación sea mayor y desvanezca el efecto ingreso en el equilibrio.

Para Honduras y El Salvador, los resultados del VAR no muestran una clara relación de causalidad entre la inflación y el crecimiento. Los incrementos de precios son mayormente causados por choques de oferta como el tipo de cambio y los precios del petróleo. En Honduras, el control de la oferta monetaria puede servir para controlar los precios, dado que no parece tener efectos en la economía real. El desempeño económico de El Salvador está relacionado con la economía de Estados Unidos y el precio de los insumos petroleros.<sup>155</sup>

Una vez establecida la relación entre la inflación y el crecimiento económico en los países de acuerdo con los resultados del VAR y las pruebas de cointegración, el siguiente paso es estimar los modelos y seleccionar aquel que proporcione la mejor simulación. Para seleccionar el método de estimación adecuado se consideraron el número de rezagos obtenido del VAR y la significancia de las variables exógenas. Así justificamos mejor la dinámica de las variables en cada país.

Se aplicaron los métodos de Mínimos Cuadrados Ordinarios, Mínimos Cuadrados en dos y tres etapas, método Generalizado de Momentos y Máxima Verosimilitud con Información Completa. Después de evaluar la calidad de la simulación para cada país en términos históricos, de los valores de la  $R^2$  y del estadístico de Durbin-Watson, se seleccionó el método de Mínimos Cuadrados en tres etapas para Costa Rica, Guatemala, Nicaragua, y Honduras. Para El Salvador se empleó Mínimos Cuadrados Ordinarios. Los resultados se presentan en el cuadro 2.

Después de la selección, concluimos que en Costa Rica existe una doble causalidad entre la inflación y el crecimiento, la cual se puede expresar en un sistema de ecuaciones simultáneo. Las variables exógenas más importantes en la dinámica son el tipo de cambio por el lado de la oferta, y el crecimiento del PIB de Estados Unidos por el lado de la demanda.

Por otra parte, encontramos evidencia de que en los casos de Guatemala, Honduras, Nicaragua y El Salvador las especificaciones más adecuadas son los sistemas de ecuaciones no simultáneos.

Igual que para Costa Rica, el tipo de cambio y el crecimiento económico de Estados Unidos parecen explicar mejor la dinámica en Guatemala y Honduras, aunque en el primero parece conservarse la relación positiva entre inflación y crecimiento a bajas tasas de inflación. En Nicaragua y El Salvador se observa una mayor influencia de los precios internacionales del petróleo en el nivel de precios a partir de 1990. Este elemento y las devaluaciones son factores altamente recesivos (vía costos de producción) para Nicaragua, lo que puede impedir incrementos de la productividad y de las exportaciones. En El Salvador es muy probable que la dolarización haya incrementado la sensibilidad a la demanda externa. Las exportaciones y el PIB de Estados Unidos influyen notablemente en su crecimiento económico.

---

<sup>155</sup> También se considero la tasa de interés internacional, pero resultó no significativa.

Cuadro 2

## ESTIMACIÓN DEL SISTEMA DE ECUACIONES, 1980-2007

	Costa Rica(OLS3)		El Salvador(OLS)		Guatemala(OLS3)		Honduras(OLS3)		Nicaragua(OLS3)	
	$\Delta Y^{CR}_t$	$\Pi_t^{CR}$	$\Delta Y^{SL}_t$	$\Pi_t^{SL}$	$\Delta Y^{GT}_t$	$\Pi_t^{GT}$	$\Delta Y^{HN}_t$	$\Pi_t^{HN}$	$\Delta Y^{NC}_t$	$\Pi_t^{NC}$
$\Delta Y_{t-1}$	0,0476 [0,5943] (0,5560)	0,0963 [1,8571] (0,0715)	-0,1922 [-3,2015] (0,0038)		-0,1735 [-1,8300] (0,0755)		0,3773 [2,7620] (0,0090)		0,4886 [5,5861] (0,0000)	
$\Delta Y_{t-2}$	-0,0428 [-0,5750] (0,5688)		-0,2342 [-3,7852] (0,0009)		0,1722 [1,8900] (0,0668)		-0,3127 [-2,6790] (0,0111)			
$\Pi_{t-1}$	0,1132 [3,5640] (0,0011)	0,3755 [8,0352] (0,0000)	-1,2241 [-6,3548] (0,0000)	0,2900 [3,7175] (0,0011)		-0,3747 [-1,8150] (0,0779)		-0,3452 [-2,6793] (0,0111)	-1,0791 [-6,2360] (0,0000)	0,0332 [11,8642] (0,0000)
$\Pi_{t-2}$		-0,0788 [-2,4224] (0,0206)	1,0638 [4,6207] (0,0001)	0,3855 [5,6690] (0,0000)	0,0773 [2,5241] (0,0161)		0,2680 [3,3188] (0,0021)	0,5169 [6,0606] (0,0000)		
$\Delta Y^{US}_{t-1}$	0,5731 [2,5884] (0,0138)		0,9248 [2,4742] (0,0208)		0,5744 [4,7464] (0,0000)		0,6118 [2,8038] (0,0081)		1,7918 [4,2626] (0,0005)	
$\Delta EXP^r_t$	0,2433 [5,2835] (0,0000)		0,3890 [4,7941] (0,0001)		0,0944 [4,0337] (0,0003)		0,2587 [3,4740] (0,0014)		0,2025 [7,3155] (0,0000)	
$\Delta TC_t$		0,6143 [12,1457] (0,0000)			0,3613 [5,4479] (0,0000)		0,0879 [2,5984] (0,0135)			0,7781 [30,3662] (0,0000)
$\Delta M3_{t-1}$		0,1033 [2,2535] (0,0304)			0,6798 [4,4670] (0,0001)		0,4353 [6,3904] (0,0000)			
$\Delta PTR_{t-1}$				0,0389 [2,4433] (0,0223)						0,1091 [8,4287] (0,0000)
DW	1,8803	1,7124	2,4943	2,2479	2,5411	1,7020	1,9775	1,7782	2,6028	1,7998
S.E.	0,0288	0,0186	0,0383	0,0173	0,0164	0,0548	0,0239	0,0247	0,0185	0,0101
R <sup>2</sup>	0,8222	0,9018	0,8803	0,9513	0,7936	0,6301	0,5367	0,9165	0,9562	0,9633

Nota: Mínimos cuadrados ordinarios en tres etapas (OLS3). Mínimos cuadrados ordinarios (OLS). Estadístico de Durbin y Watson (DW), Errores al cuadrado (S.E.), Coeficiente de determinación (R<sup>2</sup>). Entre corchetes el estadístico t, entre paréntesis la probabilidad. Se omiten variables dummy.

De acuerdo con las estimaciones, podemos establecer en general que el proceso de inflación y crecimiento de Centroamérica puede representarse con dos ecuaciones. La dinámica inflacionaria está mayormente determinada por choques de oferta vía tipo de cambio y vía precios internacionales del petróleo. El proceso dinámico del crecimiento también está determinado por la demanda externa, donde el PIB de Estados Unidos es lo más relevante.<sup>156</sup>

<sup>156</sup> Este resultado es consistente con Iraheta, y otros (2007).

## VI. ANÁLISIS DE ESCENARIOS CON MULTIPLICADORES

Para complementar y confirmar los efectos de las variables exógenas en la dinámica de la inflación y el crecimiento económico, realizamos un análisis de multiplicadores.

De manera general, podemos escribir un sistema de ecuaciones en una forma dinámica de primer orden para plantear los efectos de corto y largo plazo como sigue:

a. Crecimiento económico

$$\Delta Y_t = \alpha_1 \Delta Y_{t-1} + \alpha_2 \Delta Y_{t-2} + \beta_1 * \Pi_{t-1} + \beta_2 * \Delta Y_{t-2}^{US} + \beta_3 * \Delta EXP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

b. Inflación

$$\Pi_t = \delta_1 \Pi_{t-1} + \delta_2 \Pi_{t-2} + \gamma_1 * \Delta M3_{t-1} + \gamma_2 * \Delta TC_{t-1} + \gamma_3 * \Delta PTR_{t-1} + z_t \quad (2)$$

A manera de ejemplo, el efecto del tipo de cambio y el precio del petróleo sobre el crecimiento económico en el corto plazo se obtiene mediante una derivada cruzada. De las ecuaciones (1) y (2) tenemos:

$$\frac{\partial \Delta Y_t}{\partial \Delta TC_{t-1}} = \frac{\partial \Delta Y_t}{\partial \Pi_{t-1}} * \frac{\partial \Pi_{t-1}}{\partial \Delta TC_{t-1}} = \beta_1 * \gamma_2$$

$$\frac{\partial \Delta Y_t}{\partial \Delta PTR_{t-1}} = \frac{\partial \Delta Y_t}{\partial \Pi_{t-1}} * \frac{\partial \Pi_{t-1}}{\partial \Delta PTR_{t-1}} = \beta_1 * \gamma_3$$

Si  $\beta_1 * \gamma_2 > 0$ , y  $\beta_1 * \gamma_3 > 0$ , se cumpliría la hipótesis de Phillips. Esto significa que ante una depreciación del tipo de cambio y/o con un aumento de los precios del petróleo, se incrementan los precios, ocasionando así mayor crecimiento económico. Por el contrario, si  $\beta_1 * \gamma_2 < 0$  y  $\beta_1 * \gamma_3 < 0$ , se actualiza la hipótesis de Friedman, lo que significa que aumentos de precios causados por esta vía provocan contracción económica.

El efecto de equilibrio de largo plazo nos dirá si las magnitudes de los choques prevalecen, son contrarias o desaparecen. Para ello es necesario determinar la solución particular de ambas funciones, es decir, el punto de equilibrio<sup>157</sup> y, por lo tanto, el valor al que tienden ambos valores (Gandolfo, 1976). Así, para el crecimiento y la inflación tendríamos:

$$\Delta Y_{ee} = \frac{[\beta_1] \Pi_{ee} + [\beta_2] Y_0^{US} + [\beta_3] EXP_0}{1 - (\alpha_1 + \alpha_2)}$$

<sup>157</sup> El valor de equilibrio se denota con el subíndice *ee*, mientras que el subíndice 0 representa el primer valor de la serie.

$$\Pi_{ee} = \frac{[\gamma_1]M3_0 + [\gamma_2]TC_0 + [\gamma_3]PTR_0}{1 - (\delta_1 + \delta_2)}$$

Con los valores anteriores podríamos determinar el efecto final de un aumento de los precios internacionales del petróleo o una apreciación de tipo de cambio sobre el crecimiento de largo plazo, el cual se obtiene también con una derivada cruzada:

$$\frac{\partial \Delta Y_{ee}}{\partial TC_0} = \frac{\partial \Delta Y_{ee}}{\partial \Pi_{ee}} * \frac{\partial \Pi_{ee}}{\partial TC_0} = \frac{\beta_1}{1 - (\alpha_1 + \alpha_2)} * \frac{\gamma_2}{1 - (\delta_1 + \delta_2)}$$

$$\frac{\partial \Delta Y_{ee}}{\partial PTR_0} = \frac{\partial \Delta Y_{ee}}{\partial \Pi_{ee}} * \frac{\partial \Pi_{ee}}{\partial PTR_0} = \frac{\beta_1}{1 - (\alpha_1 + \alpha_2)} * \frac{\gamma_3}{1 - (\delta_1 + \delta_2)}$$

Así, el efecto de estos choques sobre el crecimiento económico en el largo plazo depende de las magnitudes de la inflación y de su efecto costo, lo que determinará la magnitud contraccionista o expansionista de los niveles de precios en la actividad económica.

Una vez especificado el análisis de multiplicadores, aplicamos choques a las exportaciones y al PIB de Estados Unidos, al tipo de cambio y a los precios internacionales del petróleo a fin de construir un escenario alternativo para un período siguiente al de nuestra simulación (véase la tabla 8).

Tabla 8

## ESCENARIOS DE SIMULACIÓN

(Porcentajes)

País	Costa Rica		El Salvador		Guatemala		Honduras		Nicaragua	
Factor de choque	$\Delta Y^{CR}_t$	$\Pi_t^{CR}$	$\Delta Y^{SL}_t$	$\Pi_t^{SL}$	$\Delta Y^{GT}_t$	$\Pi_t^{GT}$	$\Delta Y^{HN}_t$	$\Pi_t^{HN}$	$\Delta Y^{NC}_t$	$\Pi_t^{NC}$
$\Delta Y^{US}_t, \Delta EXP_t$ (Aumento del 1%)	1,88	5,06	1,30	3,23	0,15	8,44	1,40	7,72	0,15	6,61
$\Delta Y^{US}_t, \Delta EXP_t$ (Disminución del 1%)	1,40	5,06	0,03	3,23	-1,18	8,44	-0,44	8,17	-5,52	6,61
$\Delta TC_t$ (Incremento del 10%)	2,54	10,92	n.a.	n.a.	0,09	11,08	0,47	8,75	-0,77	6,61
$\Delta PTR_t$ (100 dólares por barril)	n.a.	n.a.	-1,51	6,32	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	-8,26	11,02

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Se supone la existencia de un choque, manteniendo el resto de las variables sin cambio (ceteris paribus). No aplica se denota con n.a.

Como resultado de los choques aplicados a las variables (todo lo demás constante), podemos identificar los efectos sobre nuestro escenario en tres vertientes. En Costa Rica se conserva la relación positiva entre inflación y crecimiento, siendo el comercio con Estados Unidos y las exportaciones elementos relevantes, aunque el efecto ingreso causado por una depreciación también es sobresaliente. En este caso se cumpliría la condición de Phillips: mayor crecimiento económico con mayores niveles de precios.

En segundo término podemos identificar los países cuya contracción económica se explica en mayor medida por deterioro de los términos de intercambio vía devaluación. Con una depreciación de 10%, Guatemala y Honduras muestran un crecimiento económico pobre.

Finalmente están los países considerablemente afectados por los términos de intercambio vía aumento de los precios internacionales del petróleo. La reciente inestabilidad del precio del crudo ha provocado efectos recesivos en la inversión vía costos y desalentado expectativas de crecimiento. En nuestro escenario, Nicaragua es uno de los más afectados, ya que la devaluación puede ejercer presiones aún mayores que el precio del petróleo en los precios internos. La dolarización de El Salvador como herramienta de control de la inflación ha sido parcialmente exitosa al impulsar la tasa de crecimiento económico. La medida, sin embargo, es menos efectiva ante las presiones inflacionarias de los precios del petróleo.

A diferencia del resto de los países, en los cuales el crecimiento del PIB es más sensible a las exportaciones, el crecimiento de Nicaragua es altamente elástico al PIB de Estados Unidos, por lo que una recesión ahí afectaría su desempeño económico.

En general, podemos resaltar el papel del comercio como motor de crecimiento económico en la región. Centroamérica ha sufrido severos períodos de inflación los últimos veinte años. No obstante, el incremento del comercio de la última década puede consolidarse como alternativa para incursionar en nuevos mercados y cadenas productivas más largas y eficientes. Ante un escenario de altos precios del petróleo y una posible recesión en Estados Unidos, es importante buscar opciones para crecer con exportaciones a otras regiones del orbe.

## VII. CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES DE POLÍTICA ECONÓMICA

De la presente investigación se desprenden algunas conclusiones y recomendaciones de política importantes. Primera, mediante la prueba de causalidad de Granger (1987) y la estimación del VAR, se confirmó la doble causalidad de inflación y crecimiento económico para Costa Rica, con evidencia fuerte de una relación de Phillips en el largo plazo: a mayor crecimiento económico es posible esperar mayores niveles de precios.

De lo cual se sigue que para Costa Rica sería erróneo no considerar esta doble causalidad al tomar decisiones y ejecutar su política económica, especialmente la monetaria, ya que un ataque frontal a la inflación tiene efectos directos en las variables de la economía real. Nuestra investigación sugiere que, ante un escenario de mayor crecimiento económico con inflación, se ejecuten programas de subsidio focalizado para amortiguar los efectos negativos del alza de precios en las familias con bajos ingresos.

Para Guatemala y Honduras prevalece una relación tipo Friedman, es decir, una combinación de mayores niveles de precios y bajas tasas de crecimiento. El deterioro de los términos de intercambio genera choques de oferta que inhiben la productividad, lo que repercute en mayores niveles de precios. Una solución es mayor diversificación comercial y fomento de actividades de alto valor agregado. El manejo adecuado de la política monetaria puede aumentar el crecimiento económico de estos dos países.

En Nicaragua y El Salvador no se verificó una causalidad clara entre inflación y crecimiento. El incremento de precio está más relacionado con choques de oferta vía fluctuaciones del tipo de cambio y precios del petróleo. Las exportaciones reales y el crecimiento económico de Estados Unidos resultaron relevantes para el desempeño de todos los países de Centromérica.

Segunda, después de analizar los sistemas de ecuaciones (simultáneos y no simultáneos), podemos concluir que en Costa Rica se conserva la relación positiva entre inflación y crecimiento económico, siendo el comercio con Estados Unidos y las exportaciones factores relevantes, si bien el efecto ingreso causado por una depreciación del tipo de cambio también es sobresaliente.

Las contracciones económicas de Guatemala y Honduras se explican en mayor medida por el deterioro de los términos de intercambio vía devaluación. Estos países tienden a crecer poco después de una depreciación de su moneda. En consecuencia, el aumento de las exportaciones y la demanda externa serían la vía de crecimiento más factible en nuestro escenario.

Finalmente, se encuentra que Nicaragua y El Salvador son los más afectados por los términos de intercambio vía precios internacionales del petróleo, lo que propicia una política económica con menor margen de maniobra que sus vecinos. La política fiscal adquiere mayor relevancia al ser clave para aumentar el bienestar con una mejor distribución del ingreso (con una reforma tributaria progresiva) y medidas contracíclicas que amortigüen los choques externos.

Resumiendo, uno de los resultados más importantes de esta investigación es que, considerando el tamaño del mercado interno y la relación comercial con el exterior de cada país, el combate a la inflación tiene efectos diversos sobre el PIB de las economías de la región. Por ello consideramos importante tomar con cautela las políticas restrictivas que podrían tener efectos recesivos y recomendamos no asumir criterios de política económica homogéneos para Centroamérica, a pesar de las características comunes de los países.

## BIBLIOGRAFÍA

- Aquino, L. y C. Sanabria (2007), “Modelo Macroeconómico de pequeña escala para El Salvador”, mimeo, por publicarse.
- Bårdsen, G. y otros (2005), “The Econometrics of Macroeconomic Modelling”, Oxford University Press.
- Barro, R. J. (1997), “Determinants of Economic Growth: A Cross Country Empirical Study”, *The MIT Press*, Cambridge, Massachusetts.
- \_\_\_\_\_ (1991), “Economic growth in a cross section of countries”, *Quarterly Journal of Economics*, 106: 407-444.
- \_\_\_\_\_ (1976), “Rational Expectations and the Role of Monetary Policy”, *Journal of Monetary Economic*.
- Barro, R. J. y X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*. New York: Mc Graw Hill.
- Card, D. y D. Hyslop (1996), “Does Inflation Grease the Wheels of the Labor Market?” NBER, Working Paper Series, N° 5538.
- CEPAL (Comisión Económica para América Latina y el Caribe) (2007), “Estudio económico del Istmo Centro americano 2006 y perspectivas 2007”, CEPAL, Naciones Unidas LC/MEX/L.808.
- Charemza, W y F. Deadman (1997), *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing Limited. UK, Second Edition.
- Davidson, R. y J. G. MacKinnon (1987a), ‘Implicit Alternatives and the Local Power of Test Statistics’, *Econometría*, Vol. 55 (6), 1305-29, November 1987.
- \_\_\_\_\_ (1987b), ‘Testing for Consistency using Artificial Regressions’, Working Papers, *Queen's University, Department of Economics*.
- Dickey, D. A. y W. Fuller (1979), “A Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Time series*, Vol. 1, Harvey, Andrew (ed.), Elgar Reference Collection. International Library of Critical Writings in Econometrics, Vol. 5. Aldershot, U.K.: Elgar; distributed in the U.S. by Ashgate, Brookfield, Vt., 199-203, 1994.
- \_\_\_\_\_ (1981), “Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root”, *Econometría*, 49(4), 1057-77.

- Engle, R. F. y C. W. J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation estimation and testing", *Econometría*, Vol. 55, N° 2, 251-276.
- Esquivel, G. (2002), "Crecimiento económico en Centroamérica", Mimeo.
- Esquivel, G. y R. Razo (2001), "Fuentes de la inflación en México, 1989-2000: Un análisis multicausal de corrección de errores", El Colegio de México y Banco de México, noviembre.
- Fagan, G. y J. Morgan (2005), "Econometric Models of Euro-area Central Banks", Edward Elgar Publishing Limited.
- Friedman, M. (1977), "Paro e Inflación", *Paro e Inflación*, Unión Editorial, Madrid.
- Frisch, H. (1988), "Theories of Inflation", Cambridge University Press.
- Fuller, W. A. (1977), "Some Properties of a Modification of the Limited Information Estimator", *Econometría*, Vol. 45 (4), 939-53, mayo.
- Galindo, L. M. y H. Catalán (2003), "Modelos Econométricos para los Países de Centroamérica", CEPAL, Naciones Unidas, LC/MEX/L.581.
- Galindo, L. M. y Ma. E. Cardero (1997), "Un modelo econométrico de vectores autorregresivos y cointegración de la economía mexicana, 1980-1996", *Economía mexicana*, Vol. VI, N° 2, segundo semestre.
- Gandolfo, G. (1976), "Método y Modelos Matemáticos de la dinámica económica", Editorial Tecnos.
- Gosh, A. y S. Phillips (1998), "Warning: Inflation May be Harmful to your Growth". Staff Papers, IMF, Vol. 45.
- Granger, C. W. J. (2004), 'Time Series Analysis, Cointegration, and Applications' *American Economic Review*, Vol.94, N° 3, 421-425, junio.
- Greene, W. H. (1999), *Análisis Económico*, Prentice Hall, tercera edición.
- Grier K. B. y R. M. Grier (1998), "Inflación e incertidumbre inflacionaria en México, 1960-1997", *El Trimestre Económico*.
- Hendry, D. F. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.
- Iraheta, M., M. Medina y C. Blanco (2007), "Transmisión de Inflación entre los Países Miembros del Consejo Monetario Centroamericano", mimeo, por publicarse.
- Johansen, S. A. (1992), "Representation of Vector Autoregressive Processes Integrated of Order 2", *Econometric Theory*, Vol. 8 (2), 188-202, junio.

- \_\_\_\_\_ (1988), "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, 12, 231-254.
- Johansen, S. A. y J. Katarina (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *General-to-Specific Modelling*, Vol. 1. Campos, Julia. Ericsson, Neil R. Hendry, David F., (eds.).
- Kwiatkowski, D. y otros (1992), "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 1, 159-178.
- Lucas, R. (1987), *Models of Business Cycles*. Basil Blackwell.
- \_\_\_\_\_ (1972), "Expectations and the Neutrality of Money"; *Journal of Economic Theory* 4 (2): 103-124. April.
- MacKinnon, J. G. (1989), "Heteroskedasticity-Robust Tests for Structural Change", *Econometrics of structural change*, Kramer, Walter, (ed.), Studies in Empirical Economics series Heidelberg: Physica; New York: Springer. p 13-28.
- MacKinnon y R. Davidson (1993), "Estimation and Inference in Econometrics", Oxford; New York; Toronto and Melbourne: Oxford University Press. pp. 874.
- Maddala, G. S. e I. Kim (1998), "Unit roots, cointegration and structural change", Cambridge, University Press.
- Mendoza, M. A. (1998), "Inflación y crecimiento económico en México", *Monetaria*, Vol. 1, N° 2, abril-junio.
- Okun, A. (1971), "The Mirage of Steady Inflation", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 2, pp. 485-498.
- Perron, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 355-385.
- \_\_\_\_\_ (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Económica*, Vol. 57, N° 6, 1361-1401, noviembre.
- Phelps, E. (1970), "The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory" *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, W. W. Norton and Co. N. Y.
- Phillips, A. W. (1987), "Time Series Regression with a Unit Root", *Económica*, Vol. 55 (2). pp. 277-301, marzo.
- \_\_\_\_\_ (1958), "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Económica*, Vol. 25, N° 100, 283-99, noviembre.

- Phillips, A. W. y P. Perron (1988), "Testing for unit roots in time series regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
- Romer, D. (1996), *Advanced Macroeconomics*, Estados Unidos, McGraw Hill.
- Ros, J. (2004), "El crecimiento económico en México y Centroamérica: Desempeño reciente y perspectivas", *Serie Estudios y perspectivas*, LC/L.2124-P, CEPAL, Naciones Unidas.
- Samuelson, P. y R. Solow (1960), "Analytical Aspects of Antiinflation Policy", *American Economic Review*.
- Sarel, M. (1996), "Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth", Staff Papers, IMF, Vol. 43, marzo.
- Sargent, T. (1986), "Rational Expectations and Inflation", *Journal of Economic Literature*, Vol. 24, N° 4, 1812-1815, diciembre.
- Schwartz, M. y A. Pérez (2000), "Crecimiento económico e inflación: el caso de México", *Economía Mexicana*, Vol. IX, N° 2, segundo semestre.
- Schwarz, G. (1998), "Estimating the Dimensions of a Model", *Annals of Statistics*, N° 6, 461-64.
- Spanos, A. (1986), *Statistical Foundations of Econometric Modelling*, Cambridge University Press.

ANEXO

Pruebas econométricas para las ecuaciones sobre crecimiento económico e inflación

Cuadro A1

COSTA RICA

Prueba	$\Delta Y^{CR}_t$	Resultado	$\Pi_t^{CR}$	Resultado
JB	1.0393 (0,5947)	Se acepta Ho: Normalidad	0,4745 (0,7887)	Se acepta Ho: Normalidad
LM(1)	0,1807 (0,6760)	Se acepta Ho: No correlación serial	0,4234 (0,5239)	Se acepta Ho: No correlación serial
LM(2)	0,0850 (0,9188)	Se acepta Ho: No correlación serial	0,2544 (0,7784)	Se acepta Ho: No correlación serial
ARCH(1)	0,2514 (0,6212)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,9388 (0,3436)	Se acepta Ho: Homocedástica
ARCH(2)	0,2433 (0,7863)	Se acepta Ho: Homocedástica	1.0109 (0,3826)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (n.c.)	1.1145 (0,4252)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,6655 (0,7460)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (c.)	n.d.		n.d.	
RESET (1)	0,3439 (0,5652)	Se acepta Ho: Linealidad	0,0225 (0,8825)	Se acepta Ho: Linealidad
RESET (2)	0,5058 (0,6123)	Se acepta Ho: Linealidad	0,0120 (0,9880)	Se acepta Ho: Linealidad
CUSUM		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación

Nota: JB, prueba de Jarque-Bera; LM (q-orden), la de multiplicadores de Lagrange para correlación serial; ARCH (q-orden), para heteroscedasticidad dinámica; WHITE, para heteroscedasticidad dinámica (n.c.) sin multiplicación cruzada, y (c.) con multiplicación cruzada; RESET (q-orden) para probar linealidad en la parte sistemática. Entre paréntesis la probabilidad.

Cuadro A2

## EL SALVADOR

Prueba	$\Delta Y^{SL}_t$	Resultado	$\Pi_t^{SL}$	Resultado
JB	1.0019 (0,6059)	Se acepta Ho: Normalidad	0,2810 (0,8689)	Se acepta Ho: Normalidad
LM(1)	1.1379 (0,3111)	Se acepta Ho: No correlación serial	1.1575 (0,3031)	Se acepta Ho: No correlación serial
LM(2)	0,5589 (0,5904)	Se acepta Ho: No correlación serial	0,6492 (0,5413)	Se acepta Ho: No correlación serial
ARCH(1)	0,3101 (0,5853)	Se acepta Ho: Homocedástica	1.4190 (0,2509)	Se acepta Ho: Homocedástica
ARCH(2)	0,9379 (0,4146)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,9656 (0,4047)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (n.c.)	0,2220 (0,9719)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,3385 (0,9388)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (c.)	n.a.		n.a.	
RESET (1)	1.1690 (0,3049)	Se acepta Ho: Linealidad	2,9592 (0,1110)	Se acepta Ho: Linealidad
RESET (2)	0,7498 (0,4998)	Se acepta Ho: Linealidad	1.3764 (0,2927)	Se acepta Ho: Linealidad
CUSUM		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación

Nota: JB, prueba de Jarque-Bera; LM (q-orden), la de multiplicadores de Lagrange para correlación serial; ARCH (q-orden), para heteroscedasticidad dinámica; WHITE, para heteroscedasticidad dinámica (n.c.) sin multiplicación cruzada, y (c.) con multiplicación cruzada; RESET (q-orden) para probar linealidad en la parte sistemática. Entre paréntesis la probabilidad.

Cuadro A3

GUATEMALA

Prueba	$\Delta Y^{GT}_t$	Resultado	$\Pi_t^{GT}$	Resultado
JB	5,2445 (0,0726)	Se acepta Ho: Normalidad	1.5086 (0,4703)	Se acepta Ho: Normalidad
LM(1)	2,1838 (0,1601)	Se acepta Ho: No correlación serial	0,8454 (0,3687)	Se acepta Ho: No correlación serial
LM(2)	1.0487 (0,3763)	Se acepta Ho: No correlación serial	1.9816 (0,1653)	Se acepta Ho: No correlación serial
ARCH(1)	0,0006 (0,9795)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,4684 (0,5008)	Se acepta Ho: Homocedástica
ARCH(2)	0,1162 (0,8909)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,3487 (0,7098)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (n.c.)	2,3490 (0,1133)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,3572 (0,9146)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (c.)	n.d.		1.2006 (0,3670)	Se acepta Ho: Homocedástica
RESET (1)	0,7471 (0,4009)	Se acepta Ho: Linealidad	1.1646 (0,2933)	Se acepta Ho: Linealidad
RESET (2)	0,3616 (0,7028)	Se acepta Ho: Linealidad	0,9069 (0,4205)	Se acepta Ho: Linealidad
CUSUM		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación

Nota: JB, prueba de Jarque-Bera; LM (q-orden), la de multiplicadores de Lagrange para correlación serial; ARCH (q-orden), para heteroscedasticidad dinámica; WHITE, para heteroscedasticidad dinámica (n.c.) sin multiplicación cruzada, y (c.) con multiplicación cruzada; RESET (q-orden) para probar linealidad en la parte sistemática. Entre paréntesis la probabilidad.

## Cuadro A4

## HONDURAS

Prueba	$\Delta Y_t^{HN}$	Resultado	$\Pi_t^{HN}$	Resultado
JB	0,6285 (0,7303)	Se acepta Ho: Normalidad	4,4597 (0,1075)	Se acepta Ho: Normalidad
LM(1)	0,0366 (0,8502)	Se acepta Ho: No correlación serial	2,3225 (0,1439)	Se acepta Ho: No correlación serial
LM(2)	1.1046 (0,3539)	Se acepta Ho: No correlación serial	1.1058 (0,3524)	Se acepta Ho: No correlación serial
ARCH(1)	0,4734 (0,4989)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,0133 (0,9090)	Se acepta Ho: Homocedástica
ARCH(2)	0,5771 (0,5710)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,0147 (0,9853)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (n.c.)	0,6397 (0,7576)	Se acepta Ho: Homocedástica	1.5734 (0,2126)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (c.)	0,3461 (0,9390)	Se acepta Ho: Homocedástica	11.1955 (0,0152)	Se rechaza Ho: Heteroscedástica
RESET (1)	0,0356 (0,8522)	Se acepta Ho: Linealidad	0,9524 (0,3413)	Se acepta Ho: Linealidad
RESET (2)	0,0791 (0,9242)	Se acepta Ho: Linealidad	1.2181 (0,3190)	Se acepta Ho: Linealidad
CUSUM		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación

Nota: JB, prueba de Jarque-Bera; LM (q-orden), la de multiplicadores de Lagrange para correlación serial; ARCH (q-orden), para heteroscedasticidad dinámica; WHITE, para heteroscedasticidad dinámica (n.c.) sin multiplicación cruzada, y (c.) con multiplicación cruzada; RESET (q-orden) para probar linealidad en la parte sistemática. Entre paréntesis la probabilidad.

Cuadro A5

NICARAGUA

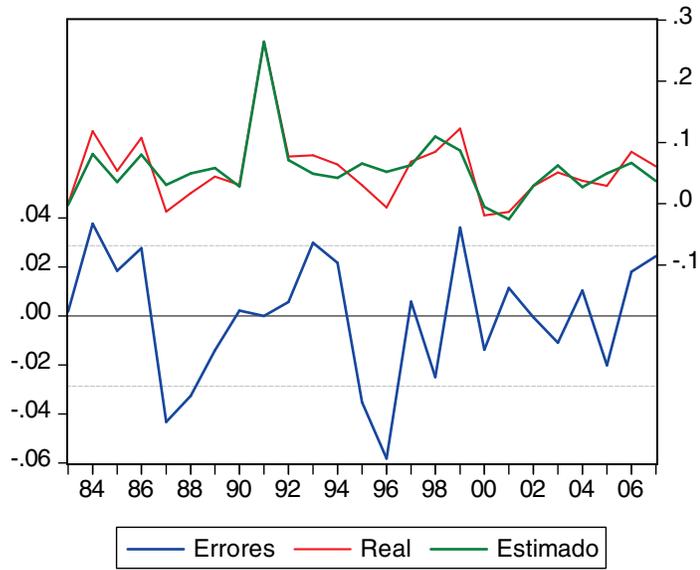
Prueba	$\Delta Y_t^{NC}$	Resultado	$\Pi_t^{NC}$	Resultado
JB	1,6325 (0,4420)	Se acepta Ho: Normalidad	0,2210 (0,8953)	Se acepta Ho: Normalidad
LM(1)	0,1458 (0,7105)	Se acepta Ho: No correlación serial	0,8060 (0,3869)	Se acepta Ho: No correlación serial
LM(2)	0,5665 (0,5864)	Se acepta Ho: No correlación serial	0,3744 (0,6960)	Se acepta Ho: No correlación serial
ARCH(1)	2,3409 (0,1482)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,4238 (0,5255)	Se acepta Ho: Homocedástica
ARCH(2)	0,8924 (0,4351)	Se acepta Ho: Homocedástica	0,2812 (0,7596)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (n.c.)	10,7302 (0,0172)	Se acepta Ho: Homocedástica	2,4254 (0,1078)	Se acepta Ho: Homocedástica
WHITE (c.)	n.d.		2,2621 (0,1649)	Se acepta Ho: Homocedástica
RESET (1)	0,2951 (0,5988)	Se acepta Ho: Linealidad	0,5629 (0,4675)	Se acepta Ho: Linealidad
RESET (2)	0,3877 (0,6893)	Se acepta Ho: Linealidad	4,7301 (0,0329)	Se acepta Ho: Linealidad
CUSUM		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación		Se rechaza cambio estructural para el período de estimación

Nota: JB, prueba de Jarque-Bera; LM (q-orden), la de multiplicadores de Lagrange para correlación serial; ARCH (q-orden), para heteroscedasticidad dinámica; WHITE, para heteroscedasticidad dinámica (n.c.) sin multiplicación cruzada, y (c.) con multiplicación cruzada; RESET (q-orden) para probar linealidad en la parte sistemática. Entre paréntesis la probabilidad.

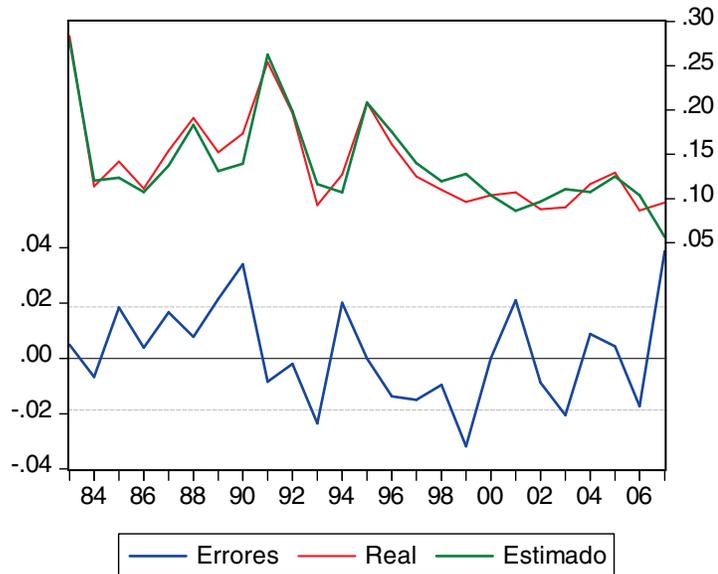
Resultados de las estimaciones

Gráfico A1

Crecimiento del PIB  
(Costa Rica)

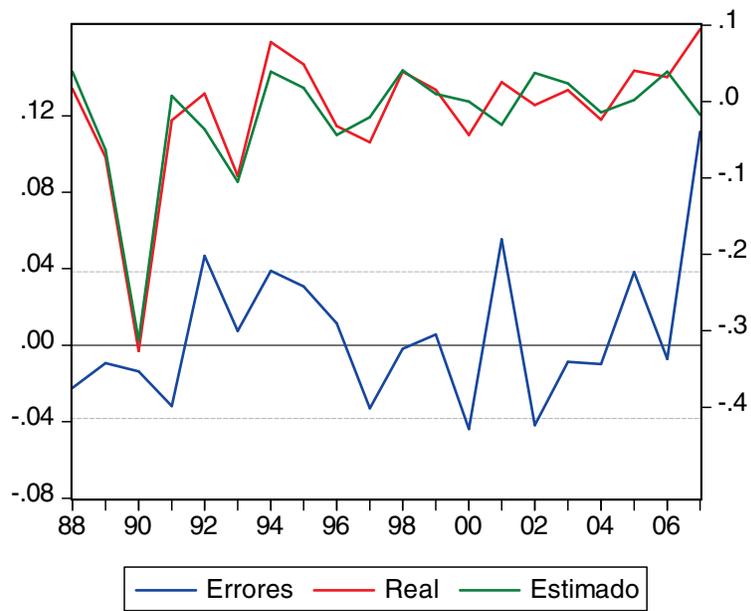


Inflación  
(Costa Rica)

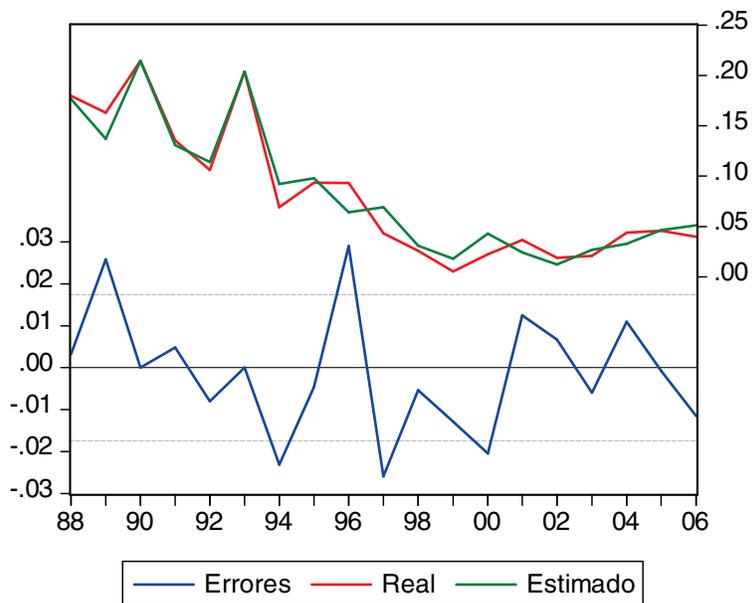


**Gráfico A2**

Crecimiento de PIB  
(El Salvador)

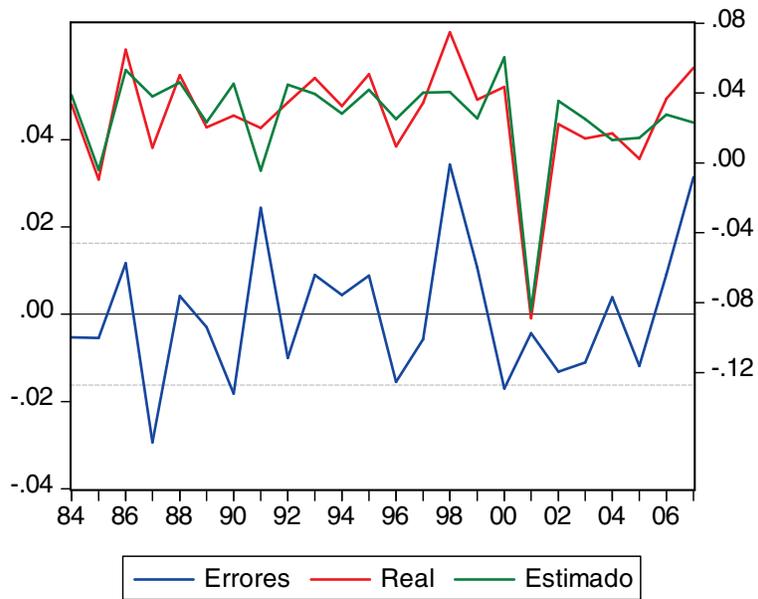


Inflación  
(El Salvador)

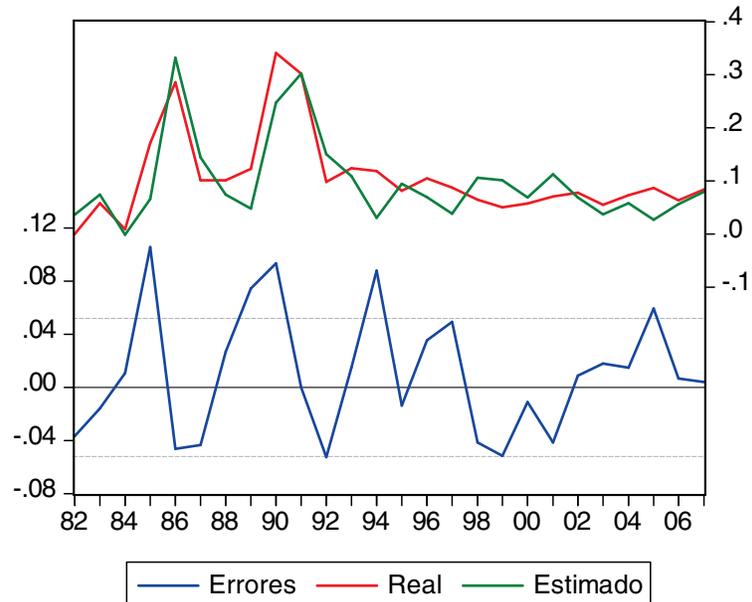


**Gráfico A3**

Crecimiento del PIB  
(Guatemala)

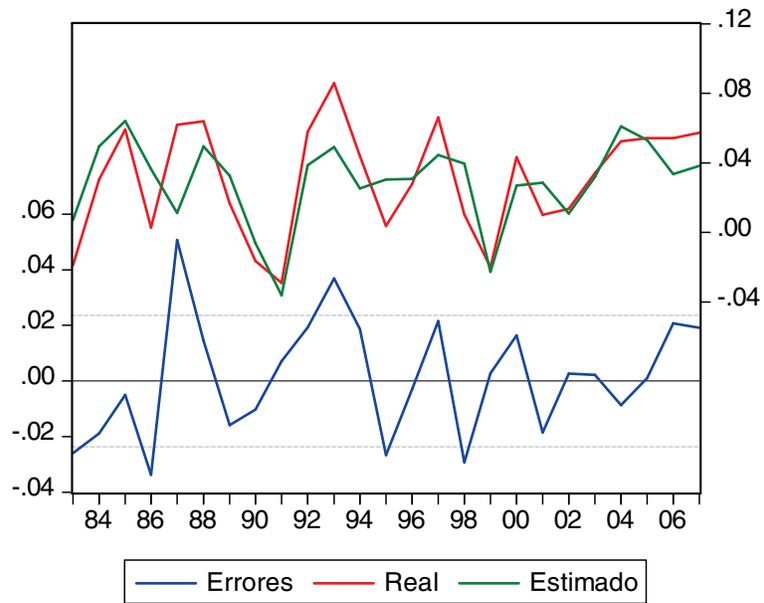


Inflación  
(Guatemala)

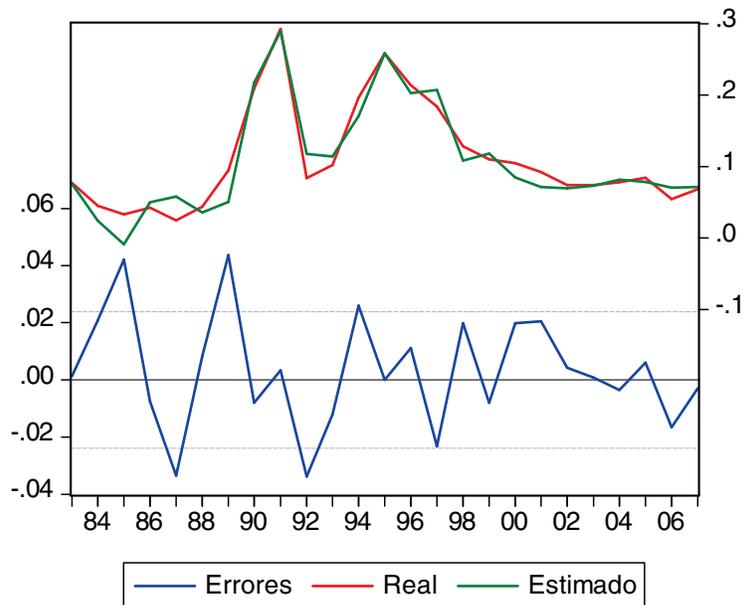


**Gráfico A4**

Crecimiento del PIB  
(Honduras)

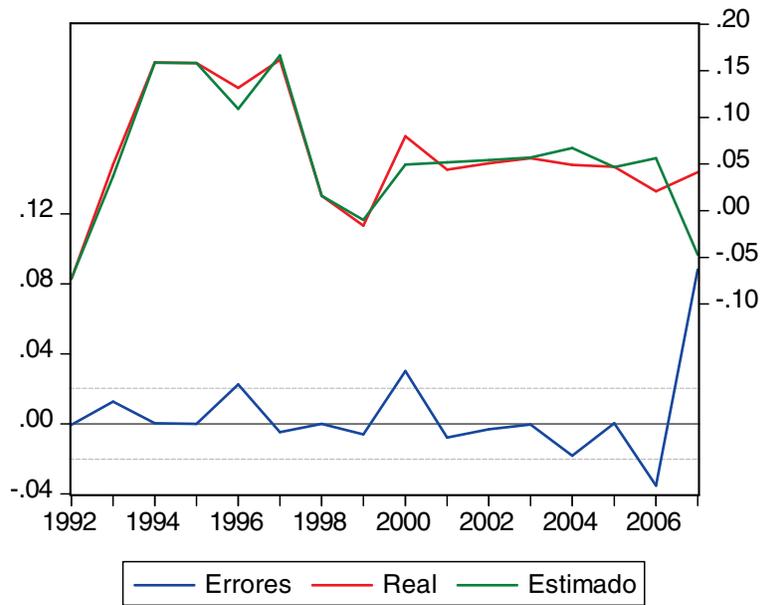


Inflación  
(Honduras)

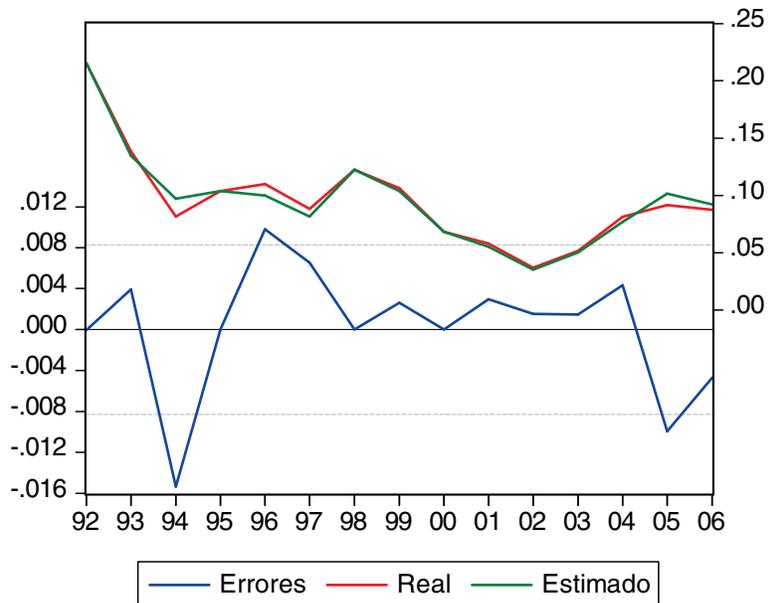


**Gráfico A5**

Crecimiento del PIB  
(Nicaragua)



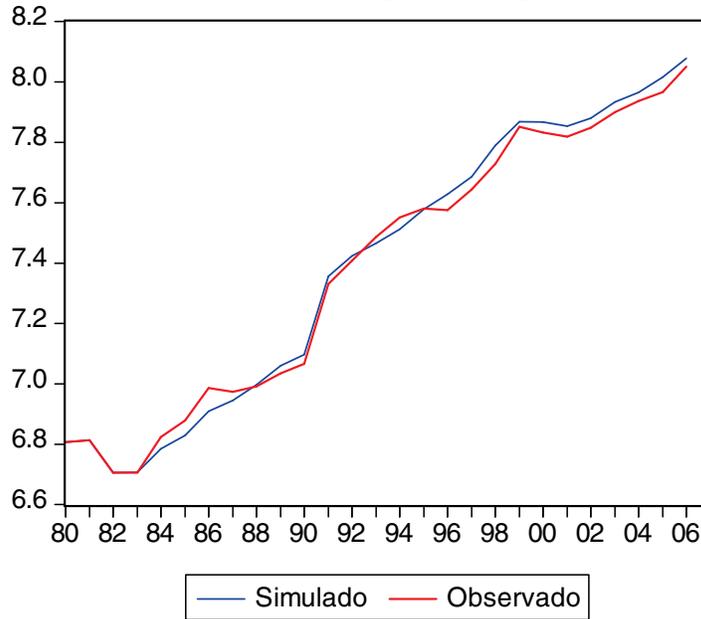
Inflación  
(Nicaragua)



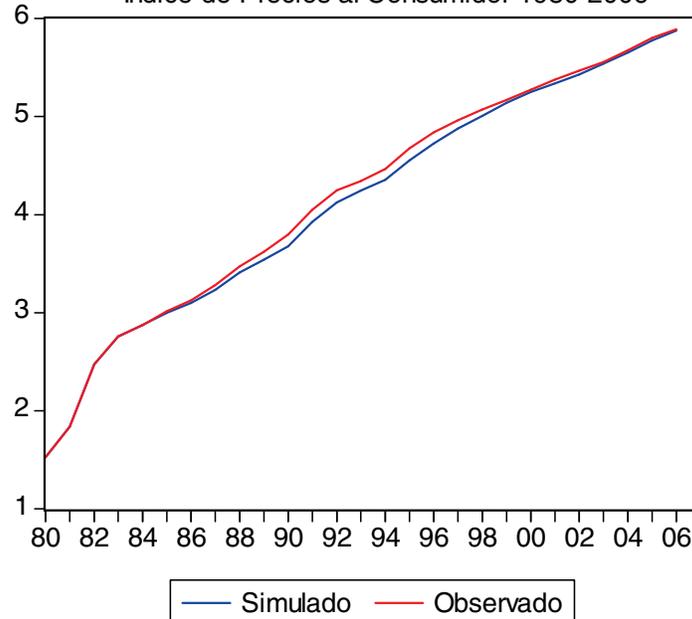
**Resultados de las simulaciones**

**Gráfico A6**

Costa Rica  
Producto Interno Bruto 1980-2006

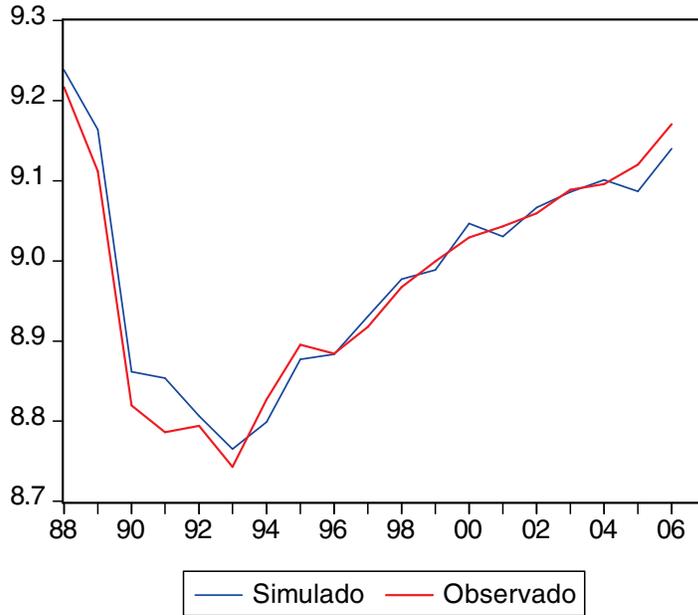


Costa Rica  
Indice de Precios al Consumidor 1980-2006

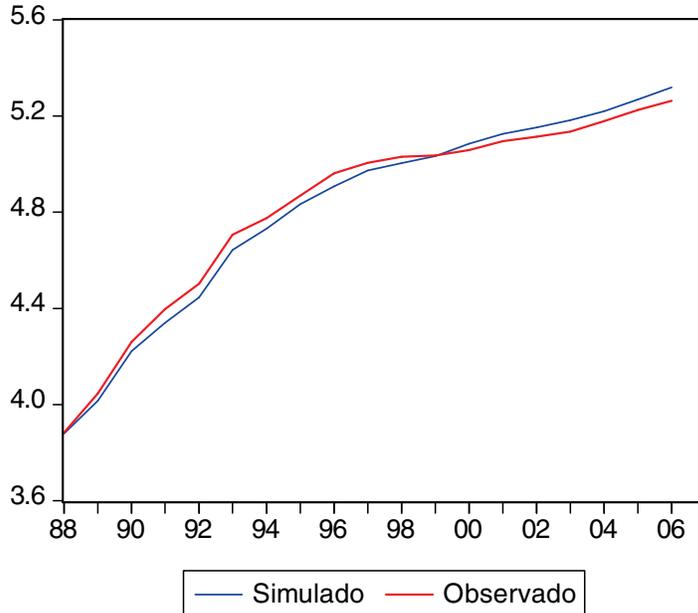


**Gráfico A7**

El Salvador  
Producto Interno Bruto 1988-2006

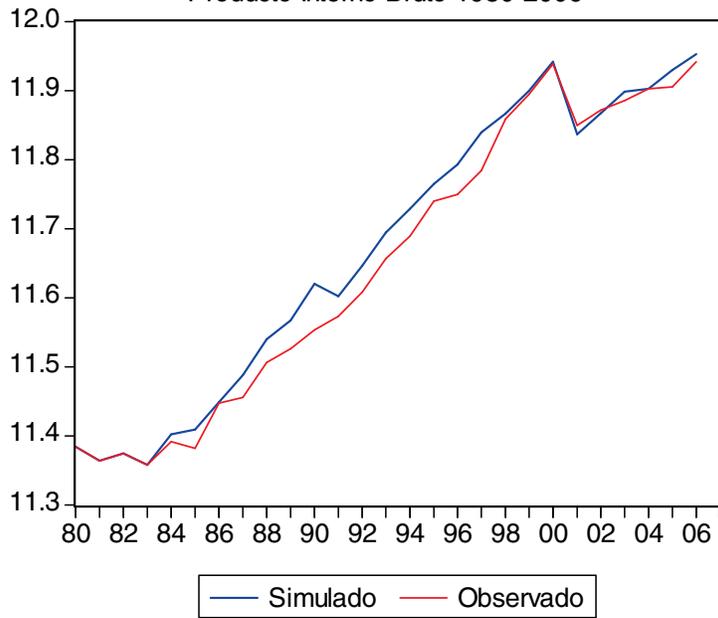


El Salvador  
Indice de Precios al Consumidor 1988-2006

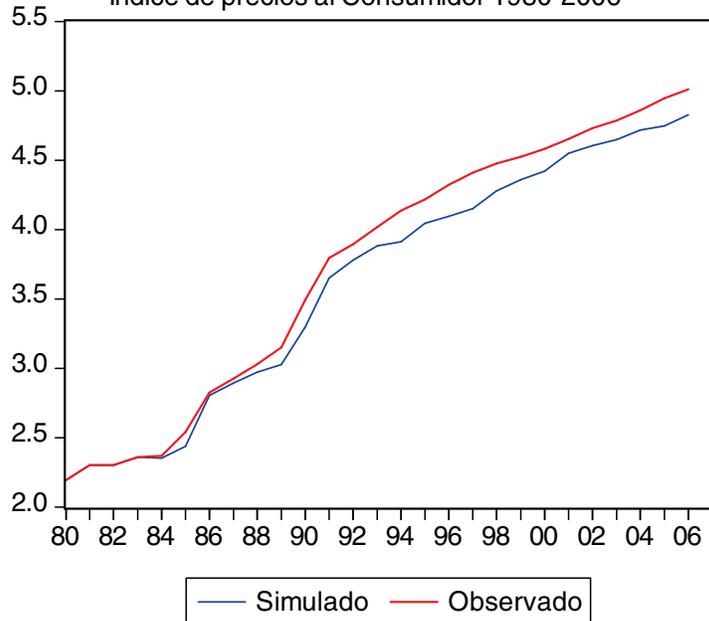


**Gráfico A8**

Guatemala  
Producto Interno Bruto 1980-2006

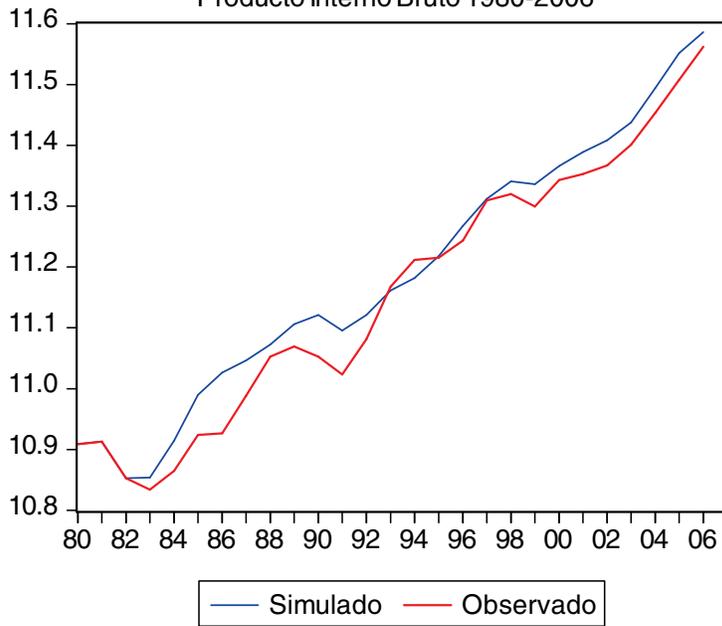


Guatemala  
Índice de precios al Consumidor 1980-2006

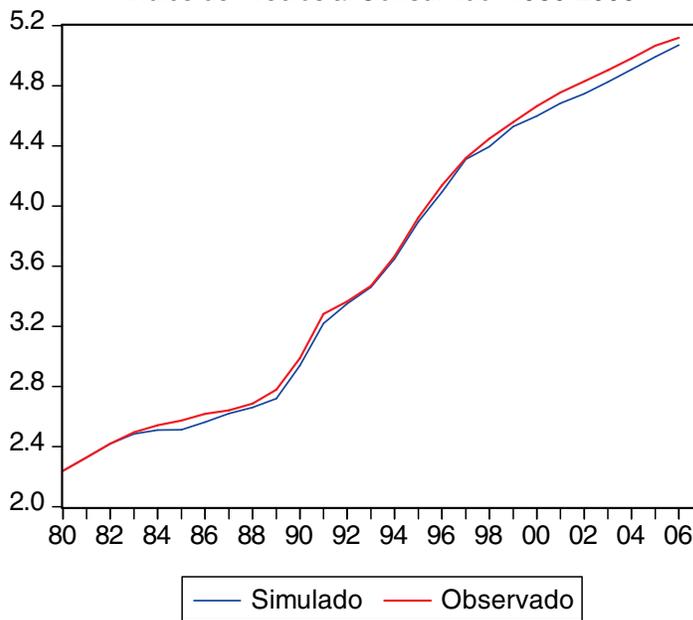


**Gráfico A9**

Honduras  
Producto Interno Bruto 1980-2006

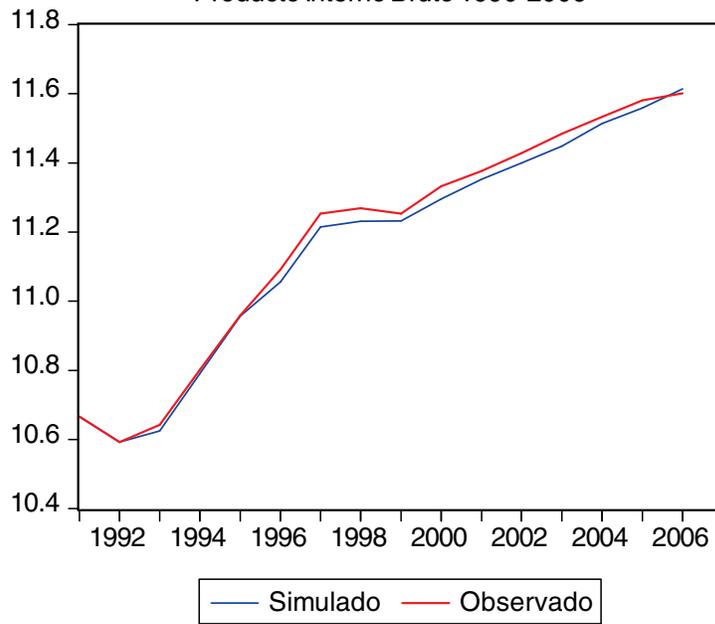


Honduras  
Indice de Precios al Consumidor 1980-2006

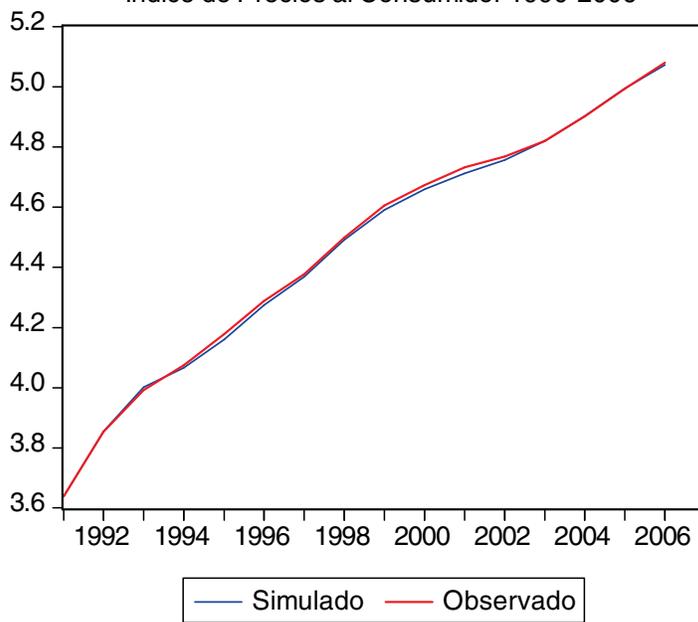


**Gráfico A10**

Nicaragua  
Producto Interno Bruto 1990-2006



Nicaragua  
Indice de Precios al Consumidor 1990-2006



## COMENTARIOS GENERALES

Los modelos econométricos presentados en este libro contribuyen de manera importante al diseño, elaboración y evaluación de la política monetaria en estos países, como lo muestran los ejercicios realizados. Ello demuestra la actualidad de los modelos econométricos para el análisis aplicado y la formulación de políticas monetarias. La tendencia mundial de los bancos centrales de dar mayor certidumbre, credibilidad y transparencia a la ejecución de sus políticas ha convertido a los modelos econométricos en herramientas muy útiles para dar validación empírica a diversas hipótesis de comportamiento económico y realizar simulaciones y pronósticos. Todo ello contribuye a ejecutar análisis más ordenados y sistemáticos, con simulaciones y proyecciones más informadas para explicitar los supuestos y sus opciones. Desde luego, esto no significa que los modelos se utilicen de manera mecánica, pues sus resultados siempre están sujetos al juicio de la autoridad y la opinión experta. Debe reconocerse que estos modelos son muestras representativas del trabajo econométrico en estos países, aunque, desde luego, no agotan las opciones.

Los resultados econométricos, las simulaciones y las proyecciones presentadas en este libro permiten hacer algunos comentarios sobre estos modelos econométricos en general:

1. Los modelos son utilizados para fines de política monetaria y corresponden a una estrategia basada en la construcción de modelos de pequeña escala y modelos satélites. Este tipo de modelación permite conocer con mayor precisión los canales de transmisión de la política monetaria y obtener pronósticos óptimos.

2. Los modelos están diseñados para diferentes marcos de política monetaria, lo que se refleja en su estructura lógica y en las variables especificadas. Así, los regímenes de política monetaria incluyen economías que utilizan el dólar directamente, otras con tipo de cambio fijo, o en flotación, relativamente controlada y libre. No obstante, se observa una creciente aceptación de los regímenes de metas con un objetivo de inflación. Es en estos regímenes donde los modelos econométricos tienen particular relevancia.

La mayor parte de estos modelos están basados en la teoría del nuevo keynesianismo, que se ha convertido en el nuevo consenso de política monetaria (Clarida, R; Jordi Galí y Mark Gertler, 1999). Ello se observa en el uso recurrente de varias hipótesis básicas en el contexto de economías pequeñas y abiertas tales como:

2.1. Ecuaciones de precios por costos. Esto es, casi todas las ecuaciones de precios incluyen un efecto traspaso del tipo de cambio y de los salarios a los precios, pero no incluyen los efectos de los agregados monetarios, con excepción de Nicaragua, que incluye una brecha monetaria.

2.2. En la función de reacción de los bancos centrales predomina el uso de algún tipo de regla de Taylor, la cual supone la presencia de algún tipo de curva de Phillips donde haya una relación inversa entre crecimiento económico y tasa de inflación. De este modo, la política

monetaria se define como una estrategia “contra el viento” para cumplir los objetivos de inflación definidos.

2.3. La mayoría de las ecuaciones de salarios incluyen presiones asociadas al efecto de la curva de Phillips o una ecuación de salarios (Blanchflower y Oswald, 1994), con ajustes por productividad.

2.4. La transición a nuevos regímenes de política monetaria que incluyen modificaciones en la política cambiaria. Ello ha acarreado, desde luego, dificultades para modelar el comportamiento del tipo de cambio.

La evidencia empírica de estos modelos se sintetiza en el cuadro 2. Los resultados permiten destacar algunos hechos estilizados de las economías bajo análisis. En primer lugar, se ha identificado un canal de transmisión de la tasa de interés nominal hacia el nivel de demanda agregada. Por tanto, un shock positivo en la tasa de interés se traduce en menor crecimiento y en disminución de la tasa de inflación. Esto se observa claramente en Costa Rica, El Salvador y Guatemala. Pero en los países donde la tasa de interés no es relevante para la instrumentación de política monetaria, se reportan resultados interesantes. En Honduras y Nicaragua el manejo del tipo de cambio nominal tiene fuerte relación con la tasa de inflación, es decir, hay un fuerte efecto “traspaso”. En la República Dominicana persiste una relación importante entre el medio circulante (efectivo en poder del público), la actividad económica y la inflación, información relevante para definir un esquema de política monetaria con “metas de inflación”.

Estos esfuerzos para sistematizar, presentar y discutir los modelos econométricos utilizados por los bancos centrales de los países de Centroamérica y la República Dominicana pretenden contribuir a conocer el comportamiento de estas economías sobre bases econométricas y a hacer más transparentes los argumentos y formas de operación de los bancos centrales. Nuestro reconocimiento y agradecimiento a los bancos centrales de la región, a DESA de Naciones Unidas, a la CEPAL y a la Secretaria Ejecutiva del Consejo Monetario por apoyar este proyecto.

Los coordinadores.



