

**SERIE ESTUDIOS ECONOMICOS**  
**No. 1**

**Dinámica del Pass-Through de Tipo  
de Cambio en Economías Pequeñas  
y Abiertas: El caso de la República  
Dominicana**



**Banco Central  
de la República Dominicana**

**Gobernador**  
Héctor Valdez Albizu

**Vice-gobernadora**  
Clarissa de la Rocha de Torres

**Gerente**  
Pedro Silverio Alvarez

**Sub-gerente Técnico**  
Ramón Rolando Reyes

Fuentes Brito, Frank / Mendoza Lugo, Omar  
Dinámica del pass-through de tipo de cambio  
en economías pequeñas y abierta : el caso de República  
Dominicana / Frank Fuentes Brito, Omar Mendoza  
Lugo. - Santo Domingo : Banco Central de la  
República Dominicana, 2007.

60 p. ; 23 cm. - (Serie de estudios económicos ; 1)

ISBN 978-9945-443-07-3

I. Tipo de Cambio – República Dominicana – Investigaciones  
I. Mendoza Lugo, Omar II. Título III. Serie

CDD 21.ED 332.46  
CEP/BCRD

© 2007

Publicaciones del Banco Central de la República Dominicana

Diseño y arte de la cubierta:  
Lourdes Periche - Agencia Creativa, S.A.

Diagramación e impresión:  
Subdirección de Impresos y Publicaciones  
Banco Central de la República Dominicana  
Ave. Dr. Pedro Henríquez Ureña, Esq. Leopoldo Navarro,  
Santo Domingo de Guzmán, República Dominicana.

Impreso en la República Dominicana  
Printed in the Dominican Republic

## Nota del Editor

El Banco Central de la República Dominicana pone a disposición del público en general su nueva Serie de Estudios Económicos donde se plasman las investigaciones de carácter económico realizadas por los funcionarios y técnicos de la institución sobre temas macroeconómicos relevantes. En este primer número presentamos un estudio sobre la Dinámica del Pass-Through de tipo de cambio para el caso dominicano, de la autoría de Frank Fuentes quien es Consultor Económico del Departamento de Programación Monetaria e Investigación Económica, conjuntamente con Omar Mendoza, investigador del Banco Central de Venezuela.

Este estudio forma parte de la agenda de investigación del Departamento de Programación Monetaria e Investigación Económica sobre mecanismos de transmisión de la política monetaria, la cual trata de identificar los canales de transmisión monetaria, medir su impacto sobre la inflación y la actividad económica en general, así como cuantificar el rezago con que las decisiones de política monetaria afectan la economía. Esta publicación forma parte de las actividades relacionadas con el Proyecto de Implementación de un Esquema de Metas de Inflación desarrollado por el mismo Departamento.

En adición, el presente trabajo formó parte del proyecto de Pass-Through para Economías Latinoamericanas de la Red de Investigadores de Banco Centrales auspiciado por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA), y coordinado por el Banco central de Venezuela, durante el año 2006. Con este proyecto se buscaba explorar la existencia de asimetrías en la transmisión de choques cambiarios hacia la inflación en economías de la región utilizando modelos autorregresivos con transición suave.

Joel Tejada Comprés  
Director,  
Departamento de Programación Monetaria  
e Investigación Económica



**SERIE ESTUDIOS ECONOMICOS**  
**No. 1**

**Dinámica del Pass-Through de Tipo  
de Cambio en Economías Pequeñas  
y Abiertas: El caso de la República  
Dominicana**



**Banco Central  
de la República Dominicana**

Frank Fuentes Brito\*  
Banco Central de la República Dominicana  
*f.fuentes@bancentral.gov.do*

Omar Mendoza Lugo\*\*  
Banco Central de Venezuela  
*omendoza@bcv.org.ve*

**Mayo, 2007**

Los autores desean reconocer la excelente labor de asistencia de investigación de Nassim Alemany, Patricia Pérez y Luis Pedauga. Asimismo, agradecen a Julio Andújar por su revisión exhaustiva de este documento, y a Joel Tejeda, Ellen Pérez y los participantes en la XI Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales celebrada en Buenos Aires, Argentina en noviembre de 2006, por sus valiosos comentarios a versiones preliminares de este trabajo.

\* Consultor Económico, Departamento de Programación Monetaria e Investigación Económica.

\*\* Investigador de Economía, Oficina de Investigaciones Económicas. Coordinador del Proyecto de Pass-through de tipo de cambio para países Latinoamericanos para la XI Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales organizada por el Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA).

*Las opiniones vertidas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la visión del Banco Central de la República Dominicana o el Banco Central de Venezuela*

## Dinámica del Pass-Through de Tipo de Cambio en Economías Pequeñas y Abiertas: El caso de la República Dominicana

*Frank Fuentes Brito y Omar Mendoza Lugo*

### Resumen

Este trabajo explora los efectos asimétricos de las fluctuaciones de tipo de cambio sobre los precios en República Dominicana utilizando datos trimestrales para el período 1992:1-2006:1. La presencia de asimetrías es examinada a través de modelos Autoregresivos con Transición Suave Logística (LSTVAR), siguiendo la metodología utilizada por Mendoza (2004) y Mendoza y Pedauga (2006) en estudios para Venezuela. Los resultados indican que el pass-through de tipo de cambio hacia precios de importadores y consumidores en República Dominicana es mayor que los obtenidos por estudios para otros países de América Latina utilizando técnicas similares. A pesar del uso de especificaciones no lineales, el comportamiento del pass-through parece ser independiente del régimen o estado de la economía, del tamaño del choque o la dirección (signo) del mismo.

**Clasificación JEL:** C32, E31, E37

**Palabras Clave:** Pass-through de tipo de cambio, inflación, modelos regresivos con transición suave, efectos asimétricos.

## Exchange Rate Pass-Through Dynamics in Small Open Economies: The Case of the Dominican Republic

*Frank Fuentes Brito & Omar Mendoza Lugo*

### Abstract

This paper explores the asymmetric effects of exchange rate fluctuations on prices in the Dominican Republic using quarterly data for the period 1992:1-2006:1. The presence of asymmetries is tested using Logistic Smooth Transition Autoregressive models (LSTVAR) following the methodology applied by Mendoza (2004) and Mendoza and Pedauga (2006) in case-studies for Venezuela. The results indicate that the exchange rate pass-through to import and consumer prices in the Dominican Republic is larger than those obtained in studies for other countries in the region applying similar techniques. Regardless of the non-linear model specification, exchange rate pass-through seems to be an independent phenomenon, not related with the economic environment, sign or size of the fluctuation.

**JEL classification:** C32, E31, E37

**Keywords:** Exchange rate Pass-through, inflation, smooth transition regressive models, asymmetric effects.



## CONTENIDO

<b>1. Introducción</b>	<b>13</b>
<b>2. Aspectos teóricos relacionados al Pass-Through de Tipo de Cambio</b>	<b>15</b>
<b>3. El Pass-Through de Tipo Cambio en la República Dominicana</b>	<b>17</b>
<b>4. Metodología y Estimación</b>	<b>20</b>
4.1. Modelo VAR lineal base	23
4.1.1. Selección de Variables	24
4.1.2. Eliminación de coeficientes	26
4.2. Pruebas de linealidad	27
4.2.1. Variables de Transición	28
4.3. Identificación y estimación de modelos	32
4.3.1. Selección de la función de transición	32
4.3.2. Búsqueda de malla ( <i>Grid Search</i> )	33
4.4. Modelo LSTVAR con la variación de los precios del petróleo como variable de transición.	34
4.5. Modelo LSTVAR con la variación de M2 como variable de transición.	35
<b>5. Pass-Through a precios al Importador y al Consumidor</b>	<b>37</b>
5.1. Resultados del modelo lineal	37
5.2. Resultados de los modelos no lineales	38
<b>6. Conclusiones</b>	<b>40</b>
<b>Bibliografía</b>	<b>43</b>
<b>Anexos</b>	<b>47</b>
A. Modelo lineal base	
B. Pruebas de raíces unitarias	
C. Impulso-Respuestas Generalizadas	

## Índice de Figuras

<b>Figura 1.</b>	Cadena de Fijación de Precios Finales	<b>16</b>
<b>Figura 2.</b>	Proceso de estimación de un modelo regresivo con transición suave	<b>23</b>
<b>Figura 3.</b>	Función de transición cuando la variación de los precios del petróleo es la variable de transición	<b>35</b>
<b>Figura 4.</b>	Función de transición cuando la variación de M2 es la variable de transición	<b>36</b>

## Índice de Tablas

<b>Tabla 1.</b>	Estimaciones de Pass-Through para República Dominicana	<b>17</b>
<b>Tabla 2.</b>	Resultados de Prueba de linealidad	<b>31</b>
<b>Tabla 3.</b>	Parámetros de Transición y Suavizamiento obtenidos	<b>33</b>
<b>Tabla 4.</b>	Pass-through al consumidor y al importador según variable de tamaño y signo de una depreciación	<b>39</b>

## Índice de Gráficos

<b>Gráfico 1.</b>	Tipo de Cambio Nominal e Índice de Precios al Consumidor (1992:1-2006:1)	<b>18</b>
<b>Gráfico 2.</b>	Tasa de Depreciación/Apreciación y Tasa de Inflación (1992:1-2006:1)	<b>19</b>
<b>Gráfico 3.</b>	Variable de Transición Variación de Precios del Petróleo	<b>34</b>
<b>Gráfico 4.</b>	Variable de Transición Variación de M2	<b>36</b>
<b>Gráfico 5.</b>	Función impulso-respuesta del Índice de Precios al Importador (a) y el Índice de Precios al Consumidor (b) ante un cambio en la tasa de depreciación	<b>38</b>

## 1. INTRODUCCIÓN

El estudio del traspaso de las fluctuaciones del tipo de cambio hacia la inflación doméstica, conocido en la literatura como *pass-through* (PT) de tipo de cambio, es de considerable importancia para los bancos centrales debido a sus implicaciones sobre la estabilidad de precios.

En la literatura sobre PT se identifican dos grandes líneas de investigación: una que enfatiza los aspectos microeconómicos, y analiza su comportamiento con respecto a precios de importación de productos específicos o industrias, y una segunda rama de estudios, que se concentran en sus efectos a nivel macroeconómico, utilizando diversas medidas agregadas de precios (e.g. consumidor, mayoreo, productor, importador y exportador). Dentro de esta categoría se destacan los estudios del impacto del PT a lo largo de la “cadena de fijación de precios finales” o “cadena de distribución de precios” y los estudios tradicionales sobre determinantes de la inflación.<sup>1</sup>

Los estudios empíricos sobre PT de tipo de cambio comúnmente utilizan especificaciones lineales para su estimación, confiriéndole, por ende, un carácter simétrico a su mecanismo de transmisión. No obstante, una creciente línea de estudios presenta al PT como un fenómeno no lineal o asimétrico. Taylor (2000), Campa y Goldberg (2005) y Devereaux et al (2004), entre otros, sugieren que el PT es estado-dependiente, es decir, condicionado por el estado de la economía al momento de ocurrir la fluctuación, y afectado por una combinación de factores macro y microeconómicos. Asimismo, rigideces a la baja en los precios, pueden generar asimetrías adicionales relacionadas al tamaño y a la dirección (apreciación/depreciación) de los movimientos del tipo de cambio.

Una alternativa para modelar asimetrías en el PT es el uso de modelos regresivos con transición suave.<sup>2</sup> En general, estos modelos permiten estudiar el impacto de políticas económicas y choques externos cuyo efecto total no es inmediato debido al proceso asimétrico de ajuste de los agentes económicos.

Evaluar posibles asimetrías del PT es fundamental para la formulación de la política monetaria, ya que ignorar su existencia abre la posibilidad de establecer supuestos

---

<sup>1</sup> Los modelos que utilizan la técnica de la “cadena de distribución de precios”, examinan el efecto del *pass-through* en cada etapa del proceso de comercialización, asumiendo el siguiente orden: precios al importador, al productor y/o al mayoreo y al consumidor, comúnmente utilizando un VAR (véase, por ejemplo, McCarthy, 2000). Esta estructura es similar a la planteada por Blanchard (1983), Christiano, Eichenbaum, y Evans (1997), y Clark (1999).

<sup>2</sup> *Smooth Transition Regressive models*.

equivocados sobre la trayectoria futura de la inflación y, por consiguiente, la adopción de políticas inadecuadas para controlarla.

La utilidad de los modelos regresivos con transición suave en economías en desarrollo, donde en las últimas décadas se han observado importantes cambios estructurales y severos choques externos, es mayor que en economías desarrolladas. Esto es cierto para una economía productora de petróleo como Venezuela en donde el PT no es sólo un fenómeno estado-dependiente sino que también es influenciado por el tamaño y signo del choque (Mendoza, 2004), y para una economía parcialmente dolarizada como el Perú, en donde existe evidencia relevante de no-linealidad en la relación tipo de cambio-inflación (Winkelried, 2003).

Este estudio explora la existencia de asimetrías en el PT en República Dominicana. El periodo bajo estudio (1992:1-2006:1), se caracteriza inicialmente por un bajo nivel y volatilidad tanto de la inflación como del tipo de cambio (1992:1 a 2002:4), luego se verifica una aceleración del crecimiento del nivel de precios y rápida depreciación producto de la crisis bancaria (2003:1 a 2004:2) y, finalmente, se observa un acelerado proceso de apreciación del tipo de cambio y desaceleración del crecimiento de los precios (2004:3 a 2006:1).

El modelo econométrico utilizado es un Vector Autoregresivo con Transición Suave Logística (LSTVAR), similar al utilizado por Winkelried (2003) y Mendoza (2004).<sup>3</sup> Con este modelo se pretende ofrecer además una explicación parcial del proceso de transmisión de fluctuaciones del tipo de cambio a través de la *cadena de distribución de precios finales*, así como los efectos de la condición de economía pequeña y abierta de la República Dominicana sobre el comportamiento del PT.

El resto de este trabajo se divide de la siguiente forma: La segunda sección presenta una síntesis teórica de la relación entre el tipo de cambio y la inflación. La tercera sección expone una sinopsis de las principales conclusiones de otros artículos que han abordado el tema del PT en la economía dominicana. En la cuarta sección se explica la metodología de estimación y se describen algunos resultados relacionados con los modelos estimados. La quinta sección es dedicada a las simulaciones del efecto PT utilizando funciones impulso-respuesta. Finalmente, se ofrecen las conclusiones y se sugieren algunos lineamientos para futuras investigaciones.

---

<sup>3</sup> Logistic Smooth Transition Vector Autoregressive model.

## 2. ASPECTOS TEÓRICOS RELACIONADOS AL PASS-THROUGH DE TIPO DE CAMBIO

La literatura sobre PT de tipo de cambio está íntimamente relacionada con la teoría de la Paridad de Poder de Compra (PPC). La relación de largo plazo entre las variaciones del tipo de cambio y los precios de los bienes transables parte del marco analítico de la “Ley de un Único Precio” (LUP), que constituye a la vez, en su versión absoluta, una definición operativa de un mercado internacional perfectamente integrado.<sup>4</sup> La LUP requiere que:

$$P_i = eP_i^* \quad [1]$$

En donde  $P_i$  es el precio doméstico de un bien transable  $i$ ,  $P_i^*$  es el precio externo del mismo bien y  $e$  es el tipo de cambio nominal. El cumplimiento de la LUP exige que, dado un precio para los bienes transables, los cambios en los precios domésticos sean proporcionales a las variaciones del tipo de cambio. Expresando [1] en términos de cambios porcentuales se obtiene:

$$\hat{P}_i = \hat{e} + \hat{P}_i^* \quad [2]$$

De la ecuación [2] se deriva que si el precio externo de los bienes transables no se modifica, la LUP se mantendrá siempre que  $\hat{P}_i / \hat{e} = 1$ . Por lo tanto, el PT a precios internos de los bienes transables será *completo* en la medida en que se verifique el cumplimiento de la LUP, en tanto que los desvíos de la misma implicarán un PT de tipo de cambio *incompleto*.<sup>5</sup>

La evidencia empírica rechaza consistentemente el cumplimiento de la LUP en su versión absoluta (ver Rogoff, 1996). De hecho, sólo en un marco de competencia perfecta con mercados flexibles, el PT puede ser completo y el *mark-up* de los precios igual a cero. Por ende, los modelos teóricos desarrollados en la última década se enfocan en explicar los factores que hacen incompleto al PT.

De forma general, estos modelos pueden clasificarse en dos grupos: los que enfatizan los aspectos microeconómicos del PT (Campa y Goldberg, 2005, entre otros) y el marco provisto por la Nueva Macroeconomía Abierta (*New Open Economy Macroeconomics*), en donde se destacan las contribuciones de Obstfeld y Rogoff (1995) y Betts y Devereaux (1996, 2000) que se concentran en los determinantes macroeconómicos del PT.

---

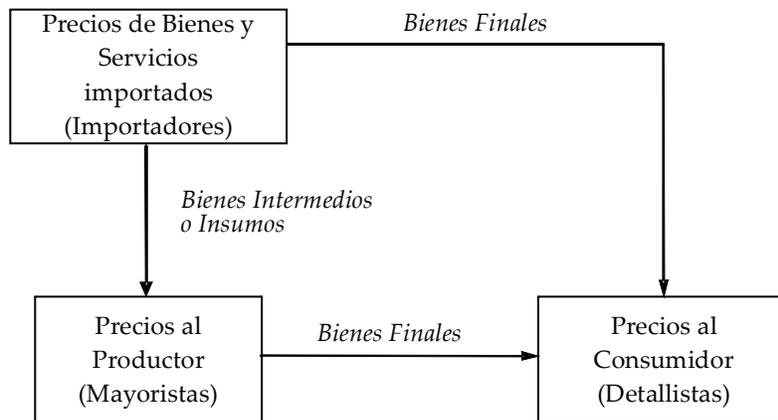
<sup>4</sup> La versión absoluta de la LUP se fundamenta en los supuestos de cero costos de transporte, distribución y venta. El levantamiento de estos supuestos da lugar a la versión relativa de la PPC.

<sup>5</sup> Ver Goldberg y Knetter (1996) para una exposición más amplia de la relación entre el PT de tipo de cambio y la LUP.

En el caso particular de fluctuaciones del tipo de cambio, la transmisión de los choques a los precios domésticos se produce en dos etapas. En la primera, los movimientos del tipo de cambio son transmitidos a los precios de importación, conocido como PT de primer nivel. En la segunda etapa, o PT de segundo nivel, los cambios de los precios de los bienes importados son trasladados a los precios al consumidor.

La transmisión a los precios enfrentados por los consumidores en la segunda etapa se produce a través de un canal directo y uno indirecto. El canal directo transmite el efecto del cambio en el precio de los bienes de consumo importados, cuyo impacto sobre los precios finales al consumidor dependerá de su proporción en la estructura del IPC. Como muestra la Figura 1, este efecto puede también transmitirse directamente a través de la estructura de costos de los productores vía los precios de insumos y bienes intermedios, cuyo efecto se traslada, de forma parcial o total, al precio final al consumidor.<sup>6</sup>

**FIGURA 1. CADENA DE FIJACIÓN DE PRECIOS FINALES**



Winkelried (2003)

Por su parte, el canal indirecto ocurre a través de los mecanismos que inciden sobre la demanda y oferta agregadas que, a su vez, influyen sobre los precios finales de los bienes de consumo. Un canal de transmisión es el determinado por el encarecimiento relativo de los bienes importados como consecuencia de la devaluación, y otro lo constituyen los efectos de hoja de balance sobre los agentes económicos en la proporción en que estos se encuentren endeudados en moneda extranjera.

<sup>6</sup> Aspectos microeconómicos relacionados con el poder, concentración y segmentación de mercados, así como costos de menú, entre otros factores, pueden afectar la decisión de traspaso directo de un choque cambiario en esta etapa.

### 3. EL PASS-THROUGH DE TIPO CAMBIO EN LA REPÚBLICA DOMINICANA

La economía dominicana experimentó durante los años noventa un prolongado periodo de estabilidad de la inflación. Luego de los recurrentes periodos de alta inflación durante los ochenta, el nivel de precios alcanzó su pico histórico durante la crisis petrolera de 1990. Fuertes medidas de ajuste y diversas reformas estructurales contribuyeron a relanzar la economía, la cual alcanzó un crecimiento promedio de 6% y una inflación anual promedio de un dígito entre 1992 y 2001.

La estabilidad de precios durante los noventa fue favorecida por el régimen de flotación administrada vigente desde 1991. Dicho régimen consistía en frecuentes intervenciones en el mercado cambiario y el establecimiento de una ventanilla oficial para la compra y venta de dólares con fines de exportación e importación por parte del Banco Central. El uso del tipo de cambio como ancla nominal durante los noventa refrenda la existencia de un PT considerable y su importancia para las decisiones de política monetaria del Banco Central.

**TABLA 1.** ESTIMACIONES DE PASS-THROUGH PARA REPÚBLICA DOMINICANA

Autor(es)	Pass-Through		Frecuencia	Periodo de Estudio
	<i>Corto Plazo</i>	<i>Largo Plazo</i>		
González y Lora (1999)	56 (1 periodo)	--	Anual	1971-1999
Díaz (1999)	52 (1 periodo)	--	Trimestral	1990:1-1998:4
Vázquez (2003)	24 (1 periodo) 82 (1 periodo)	49	Trimestral	1985:4-2001:3
Williams y Adedeji (2004)	37 (1 periodo)	--	Trimestral	1991:1-2002:4
Vázquez (2006)	21 (2 periodos)	82	Mensual	1982:01-2004:12
Medina (2006)	26 (1 periodo)	--	Trimestral	1992:1-2006:2
Hernández (2006)	10 (contemporáneo) 22 (1 periodo)	86	Trimestral	1985:1-1988:2 y 1990:3-2004:4
Gratereaux y Ruíz (2007)	35-47 (1 periodo)	68-91	Trimestral	1991:1-2005:4

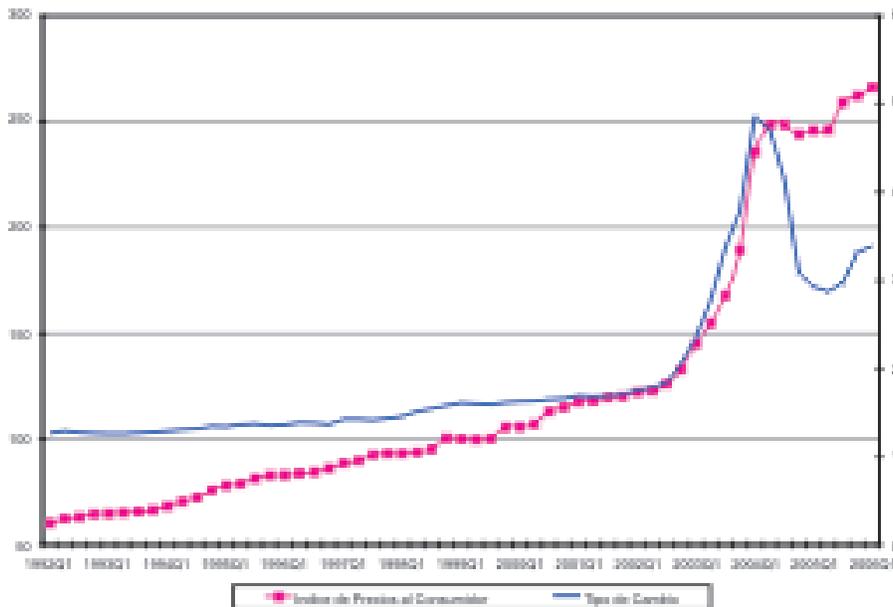
Notas: Las cifras de PT son puntos porcentuales de una devaluación de 100 por ciento.

Como muestra la tabla 1, todos los estudios sobre el canal de tipo de cambio para la economía dominicana señalan la existencia de un alto PT. Las estimaciones de PT de corto plazo lo sitúan entre 24 y 52 por ciento usando series trimestrales. Vázquez (2006), utilizando datos mensuales, encuentra un coeficiente de 21% después de 2 meses. Con datos anuales, González y Lora (1999) obtienen uno de 56% a un año. En el largo plazo, el PT se sitúa por encima del 80% en promedio según Vázquez (2003, 2006) y Hernández (2006).

Otros autores confirman la existencia de un alto y rápido PT en República Dominicana sin revelar estimaciones puntuales de magnitud. Sánchez-Fung (2000), utilizando un VAR para explorar la dinámica macroeconómica de la transmisión monetaria reconoce que perturbaciones del tipo de cambio real tienen consecuencias importantes sobre la inflación, por lo que el PT es un elemento importante para el diseño e implementación de la política monetaria. Asimismo, Williams (2001) utiliza un VAR para identificar el mecanismo de transmisión de la tasa de interés y concluye que dado el grado de apertura de la economía, gran parte de la inflación es explicada por movimientos en el tipo de cambio.

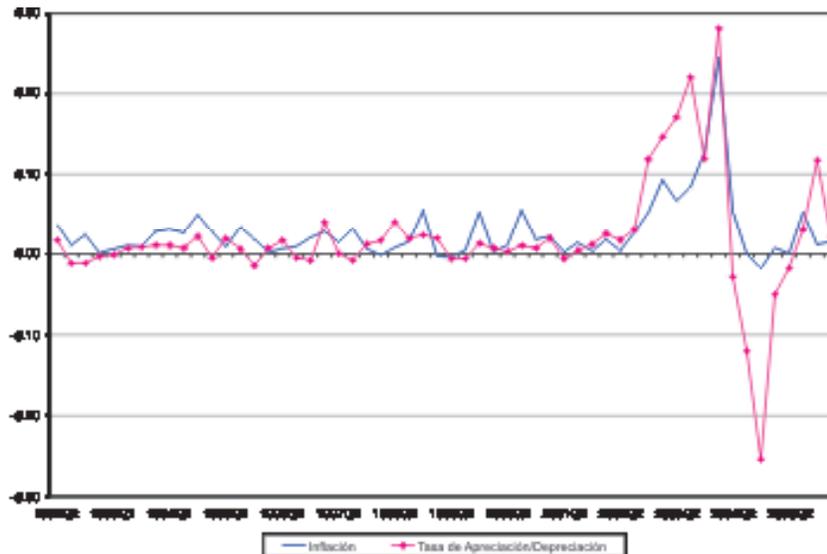
A partir de 2002, acontecimientos importantes en el mercado cambiario modifican la percepción del PT como un parámetro estable o simétrico. La crisis generada por los fraudes bancarios en 2003 y la modalidad de salvataje utilizada por el Banco Central provocó una espiral inflacionaria y devaluatoria de importantes dimensiones. La rápida depreciación del tipo de cambio se revirtió con el retorno de capitales al país y el choque favorable de expectativas producto de la recuperación de la confianza de los agentes económicos luego de las elecciones presidenciales de 2004. Sin embargo, a pesar de la fuerte apreciación del tipo de cambio, el nivel de precios no reaccionó de la misma forma que lo hizo ante la depreciación de 2003 y 2004 (ver gráficas 1 y 2).

**GRÁFICO 1: TIPO DE CAMBIO NOMINAL E ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR (1992:1-2006:1)**



Un acercamiento inicial a la relación entre el tipo de cambio y los precios utilizando tramos de ambas series dentro del periodo de análisis ofrece una perspectiva interesante. El coeficiente de correlación entre el primer trimestre de 1992 y el último de 2002 es 0.97 (0.95 para el periodo 1992:1-1999:4) mientras que entre 2003:1 y 2006:1 el coeficiente se reduce drásticamente a 0.37. Si bien es cierto que la correlación entre dos variables no necesariamente implica causalidad, es evidente que la crisis bancaria de 2003 y su estabilización a partir de la segunda mitad de 2004, determinan un cambio en el comportamiento de la relación entre la inflación y los precios. Esto es un indicio de la posibilidad que el PT en la República Dominicana sea un parámetro inestable o no lineal que depende del estado, la magnitud o el sentido de las perturbaciones cambiarias.

**GRÁFICO 2: TASA DE DEPRECIACIÓN/APRECIACIÓN Y TASA DE INFLACIÓN (1992:1-2006:1)**



El número de estudios que modela el PT como un fenómeno no lineal aplicados a economías emergentes es reducido. Entre los estudios empíricos que utilizan esta técnica se destacan Goldfajn y Werlang (2000) para 71 países, García y Restrepo (2001) para Chile, Winkelried (2003) y Bigio y Salas (2006) para Perú, Mendoza (2004) y Mendoza y Pedauga (2006) para Venezuela. Para el caso dominicano la literatura en esta línea es inexistente. Este estudio pretende aportar en este sentido.

Una de las contribuciones más importantes de esta investigación es la introducción de un análisis sobre el traspaso de las fluctuaciones cambiarias a los precios de los

bienes importados. Se espera que el tipo de cambio afecte los precios de importación de manera directa y que estos a su vez refuercen el efecto del traspaso a los precios finales al consumidor dependiendo de su participación en la estructura del IPC. Otro de los aspectos relevantes a tomar en cuenta para evaluar el coeficiente de traspaso en el caso dominicano es el precio del petróleo. Las grandes fluctuaciones en el precio del petróleo se constituyen en un choque externo de importancia para una economía pequeña y abierta, y fuertemente dependiente de la importación de petróleo como la dominicana.

#### 4. METODOLOGÍA Y ESTIMACIÓN

Los modelos de regímenes cambiantes han sido utilizados desde hace varias décadas para modelar el comportamiento de variables macroeconómicas y financieras. Tienen la ventaja de que permiten incorporar reglas de comportamiento que describen el cambio entre dos o más regímenes.<sup>7</sup> Este tipo de modelos constituyen una evolución del modelo de regresión cambiante introducido por Quandt (1958).

Los regímenes que pueden incorporar estos modelos pueden ser determinísticos o estocásticos. Un régimen determinístico es conocido por anticipado por los agentes económicos, mientras que el régimen estocástico es conocido con incertidumbre, la cual está determinada por una distribución de probabilidad. Los regímenes determinísticos comprenden los modelos regresivos con cambios abruptos (*Threshold models*) y los modelos regresivos con transición suave (*Smooth Transition Regressive models*), mientras que los estocásticos incluyen los modelos markovianos (*Markov Switching Regression models*), entre otros.

Goldfeld y Quandt (1973) introducen una primera versión de los modelos de cambio de régimen no observables, referidos como markovianos, en donde la variable estado (o de transición) que controla el cambio de régimen sigue una cadena de Markov. Entre los estudios que utilizan modelos regresivos con cambios abruptos se destacan Tong (1978), Tsay (1989) y Tong (1990). El modelo con cambios abruptos más sencillo es el autorregresivo, conocido en la literatura en como *Self-Exciting Threshold Autoregressive model* (SETAR). Con relación a los modelos regresivos con transición suave, Granger y Teräsvirta (1993), Teräsvirta (1994), Franses y van Dijk (2000) constituyen la literatura seminal.

---

<sup>7</sup> En este tipo de modelos, los regímenes son definidos como estados de la economía determinados por el valor de una o más variables.

La representación estándar de los modelos autoregresivos con transición suave (STAR) para una variables  $y_t$  es la siguiente:

$$y_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}y_{t-p})(1 - F(TV_{t-d}; \gamma, c)) + (\phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}y_{t-p})F(TV_{t-d}; \gamma, c) + \varepsilon_t \quad [3]$$

$$t = 1, \dots, T.$$

$F(TV_{t-d}; \gamma, c)$  representa una función indicadora o de transición.  $TV_{t-d}$  se refiere a la variable de transición con  $d$  períodos de rezago. En esta especificación  $TV_{t-d}$  es  $y_{t-1}$ ; sin embargo, podríamos pensar en una situación donde  $TV$  sea otra variable que no forme parte del conjunto de regresores. Si la especificación permite más de un rezago, entonces  $TV$  podría tener un rezago mayor a uno.  $\gamma$  se denomina parámetro de suavización y  $c$ , parámetro de transición.

La función de transición puede adoptar varias especificaciones. Las más comunes son la logística y la exponencial que consideran dos regímenes.<sup>8</sup> En el caso de la función logística su forma funcional es la siguiente:

$$F(TV_{t-d}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(TV_{t-d} - c))} \quad \gamma > 0 \quad [4]$$

Este tipo de función permite distinguir dos tipos de regímenes o estados de la economía (bajo y alto) identificados por los valores extremos que la misma adquiere (cero y uno), dados los valores de  $TV_{t-d}$ . Cuando la función toma valores intermedios (entre 0 y 1) admite una transición suave entre regímenes.

En la función de transición logística, cuando  $(TV_{t-d} - c)$  tiende a infinito positivo, la expresión  $\exp(-\gamma(TV_{t-d} - c))$  tiende a cero y la función de transición toma un valor de uno, y viceversa. Por lo tanto, en el régimen bajo la regresión estimada presenta coeficientes diferentes de cero en el primero y el segundo término. En cambio, en el régimen alto el conjunto completo de coeficientes estimados para todos los términos en la ecuación [1] describe la dinámica de la variable  $y$ . Un modelo regresivo con transición suave acompañado de una función logística recibe el nombre de modelo regresivo con transición suave logística o LSTVAR.<sup>9</sup>

<sup>8</sup> En el caso de la función logística, cuando existe una sola variable de transición, esta puede ser generalizada a los fines de considerar varias transiciones, en lugar de una transición y dos regímenes.

<sup>9</sup> *Logistic Smooth Transition Vector Autoregressive Model*

Para el caso de la función de transición exponencial su forma funcional es la siguiente:

$$F(TV_{t-d}; \gamma, c) = 1 - \exp(-(\gamma(TV_{t-d} - c)^2)), \quad \gamma > 0 \quad [5]$$

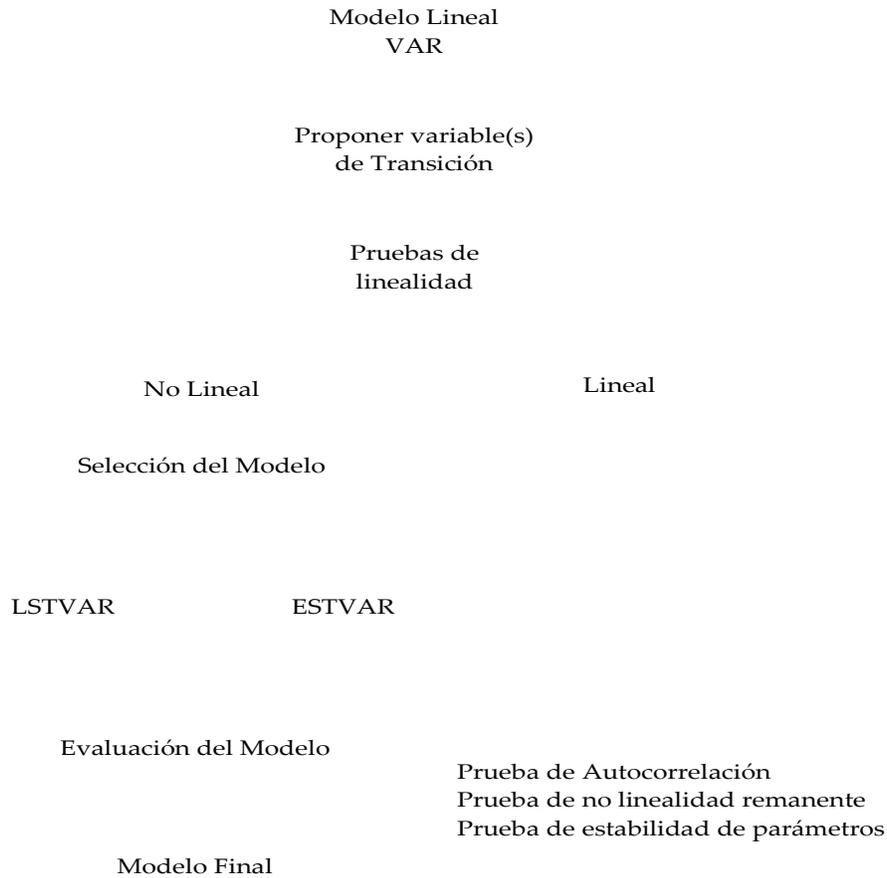
En el caso de esta función, cuando  $(TV_{t-d} - c)$  tiende a infinito, positivo o negativo,  $\exp(-(\gamma(TV_{t-d} - c)^2))$  tiende a cero y la función de transición tiende a uno. Este tipo de función restringe la dinámica de la ecuación a ser la misma cuando la variable de transición toma valores extremos. Cuando  $TV_{t-d}$  toma valores cercanos a  $c$ ,  $\exp(-(\gamma(TV_{t-d} - c)^2))$  tiende a uno y la función de transición se hace cero. Un modelo regresivo con transición suave acompañado de una función exponencial recibe el nombre de modelo regresivo con transición suave exponencial o ESTVAR.<sup>10</sup>

La figura 2 muestra las etapas del proceso de estimación de un modelo STAR, siguiendo a Camacho (2004). Primero, se estima un VAR lineal que sirve como modelo base. Segundo, se aplican las pruebas de linealidad al modelo base estimado para las variables de transición propuestas. Tercero, se estima un modelo para cada variable de transición que no pasó la prueba de linealidad. Finalmente, la validación del modelo (o modelos) seleccionado(s) se realiza utilizando pruebas de diagnóstico: autocorrelación, estabilidad de parámetros y de linealidad remanente.

---

<sup>10</sup> *Exponential Smooth Transition Vector Autoregressive*

**FIGURA 2:** PROCESO DE ESTIMACIÓN DE UN MODELO REGRESIVO CON TRANSICIÓN SUAVE



#### 4.1. MODELO VAR LINEAL BASE

Según Granger y Teräsvirta (1993), el punto de partida para la estimación de un modelo STAR utilizando VAR es la construcción de un sistema lineal sobre el cual se realizan las pruebas de linealidad.<sup>11</sup> Si la hipótesis nula de la prueba es rechazada, se elige entre un modelo de que acepta una transición suave logística (LSTR) o uno con una transición suave exponencial (ESTR). En este caso se selecciona una forma funcional logística de la variable de transición partiendo de un VAR, pues resulta más adecuado para explorar la existencia de asimetrías en el PT. Con esta especificación, el modelo a estimar se constituye en un Vector Autoregresivo con Transición Suave Logística.<sup>12</sup>

<sup>11</sup> En general, la estimación de modelos no lineales implica añadir formas funcionales no lineales al modelo lineal estimado. Por tanto, si el modelo lineal base es un Vector Autoregresivo, técnicamente el modelo STAR se convierte en un STVAR (*Smooth Transition Vector Autoregressive Model*).

<sup>12</sup> *Logistic Smooth Transition Autoregressive Model* o LSTVAR

#### 4.1.1. Selección de Variables

Las variables incluidas en el VAR pretenden recoger los principales determinantes de la inflación sugeridos por la teoría y por algunos modelos empíricos. En primer lugar, siguiendo a McCarthy (2000), Winkelried (2003) y Faruquee (2004), quienes sustentan la importancia de utilizar medidas de inflación de cada etapa del proceso de fijación de precios finales (al importador, al productor y al consumidor), se incorporaron medidas de inflación al importador y al consumidor en el sistema.<sup>13</sup>

El efecto de choques de tipo de cambio puede ser transferido de un nivel a otro (del importador al productor, del importador al consumidor y del productor al consumidor) o puede ser asimilado por el nivel afectado (importador o productor) a través de un cambio en los márgenes de ganancia (Miller, 2003). Las variaciones en los precios de los bienes de consumo importados pueden trasladarse a los precios al consumidor dependiendo de su participación en la estructura del Índice de Precios al Consumidor (IPC).

En segundo lugar, como proxy de los choques de demanda agregada se utiliza la brecha del producto. En tercer lugar, el efecto de los choques cambiarios es recogido a través de la variación del tipo de cambio nominal, expresada en unidades de moneda doméstica por dólar estadounidense. Finalmente, se considera el efecto del dinero sobre la inflación utilizando el Efectivo en Poder del Público (EPP).<sup>14</sup>

En consecuencia, se estimó un VAR(4) lineal e irrestricto utilizando series trimestrales no desestacionalizadas para el periodo 1992:1 a 2006:1.<sup>15</sup>

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_4 y_{t-4} + ED_T + \varepsilon_t \quad [6]$$

donde  $A_1$ ,  $A_2$ ,  $A_3$  y  $A_4$  son matrices 5x5 de coeficientes que incluyen rezagos de  $\Delta e$ ,  $\pi^C$ ,  $\pi^M$ ,  $y^*-y$ ,  $\Delta m$ .<sup>16</sup>  $\Delta e$ , representa la primera diferencia logarítmica del tipo de cambio

<sup>13</sup> No pudo incluirse un Índice de Precios al Productor o al por Mayor debido a la no disponibilidad de una medida para la República Dominicana.

<sup>14</sup> El Efectivo en Poder del Público (EPP) es una medida de dinero en circulación. Técnicamente, no es un agregado monetario sino uno de sus componentes. Sin embargo, en diversas estimaciones para República Dominicana se ha encontrado que EPP está más relacionado a la inflación que los agregados monetarios M1 y M2.

<sup>15</sup> Se utilizó la prueba de Wald para determinar el número de rezagos. Los datos se obtuvieron del Banco Central de la República Dominicana. Todas las series fueron transformadas en logaritmo y se representan mediante minúsculas.

<sup>16</sup> El índice de apertura (Exportaciones + Importaciones) / PIB considerado por Mendoza (2004) y Winkelried (2003) no fue incluido debido a que ni la variable contemporánea ni sus rezagos resultaron ser significativos para ser incluidos en el modelo lineal base.

promedio del periodo en el mercado extrabancario.<sup>17</sup>  $\pi^C$  es la tasa de inflación medida por el IPC base 1999.  $\pi^M$ , se refiere a la inflación medida por el Índice de Precios de las Importaciones (IPM) base 1991.  $y^*-y$ , representa la brecha del producto medida por la diferencia entre el logaritmo del PIB de tendencia (como proxy del PIB potencial) y el logaritmo del PIB observado.<sup>18</sup>  $\Delta m$ , representa la primera diferencia logarítmica del efectivo en poder del público. Asimismo,  $D_T$  es un vector de términos determinísticos dx1, E es una matriz de coeficientes 5xd que incluye variables dicotómicas relacionadas con quiebres estructurales y ajustes estacionales, y  $\varepsilon_t$  es una matriz 5x1 que incluye todos los términos de error.

Para determinar el orden de distribución de los choques dentro del sistema, se consideraron los resultados de la prueba de causalidad de Granger. En la estructura resultante se destaca que cambios en el IPC causan variaciones en el tipo de cambio nominal convirtiéndolo en la variable de ajuste del sistema. Entre las posibles explicaciones de este orden se incluyen las características particulares del mercado cambiario dominicano (e.g. tamaño, nivel de concentración, etc.), el sistema de flotación administrada vigente durante el periodo de estudio y su relación con el manejo de la política monetaria. Adicionalmente, esta estructura de choques permite que variables reales tengan efectos contemporáneos sobre las nominales. De hecho, la periodicidad de las series favorece que choques nominales y reales afecten el comportamiento del tipo de cambio nominal.

$$u_t = \begin{bmatrix} u_t^m \\ \alpha_{21}u_t^m + u_t^{y^*-y} \\ \alpha_{31}u_t^m + \alpha_{32}u_t^{y^*-y} + u_t^{\pi^M} \\ \alpha_{41}u_t^m + \alpha_{42}u_t^{y^*-y} + \alpha_{43}u_t^{\pi^M} + u_t^{\pi^C} \\ \alpha_{51}u_t^m + \alpha_{52}u_t^{y^*-y} + \alpha_{53}u_t^{\pi^M} + \alpha_{54}u_t^{\pi^C} + u_t^e \end{bmatrix} \quad [7]$$

Para determinar el orden de integración de las series se aplicaron pruebas convencionales de raíces unitarias.<sup>19</sup> Las mismas muestran que las series  $\Delta e$ ,  $\pi^C$ ,  $\pi^M$  y  $\Delta m$  son no

<sup>17</sup> Se toma la tasa del mercado extrabancario porque en República Dominicana hasta el 2002 existían varios mercados cambiarios. El mercado extrabancario refleja más adecuadamente el valor de mercado del dólar al margen del régimen de flotación administrada vigente (ver Sánchez-Fung, 1999).

<sup>18</sup> El PIB de tendencia fue calculado utilizando el filtro de Hodrick-Prescott.

<sup>19</sup> Dickey-Fuller Aumentada (1981), Phillips-Perron (1988) y Kwitkowsky et al (1992).

estacionarias de primer orden, mientras que la mayor parte de la evidencia muestra que,  $y^*-y$  es  $I(0)$  (ver anexo 2).<sup>20</sup>

#### 4.1.2. Eliminación de coeficientes

A pesar de la versatilidad que ofrece su estructura y los beneficios de sintetización de la interacción dinámica entre las variables del sistema, el VAR irrestricto presenta algunas limitaciones de importancia. La estimación de un VAR con una estructura simétrica incluye variables cuyos rezagos podrían no explicar el comportamiento de una o varias variables en el sistema. En este caso, los criterios de selección como el *Schwartz's Information Criterion* (SIC) y el *Akaike's Information Criterion* (AIC) podrían conducir a seleccionar un VAR con pocos retardos, los cuales no son suficientes para eliminar cualquier problema de especificación. El elevado número de parámetros (equivalente al cuadrado del número de variables  $K$ ), genera estimaciones imprecisas e intervalos de confianza muy amplios por incluir coeficientes no significativos.

Benkwitz, Lütkepohl y Neumann (2000) y Benkwitz, Lütkepohl y Wolters (2001), afirman que la presencia de coeficientes no significativos distorsiona los intervalos de confianza de las funciones impulso-respuesta.<sup>21</sup> Por consiguiente, los resultados de las mismas pueden ser mejorados considerablemente si en la estimación de un modelo VAR, los coeficientes no significativos de variables rezagadas consideradas como endógenas son restringidos a ser iguales a cero. Dado que la teoría económica no es reveladora respecto a la estructura de rezagos, utilizarla como guía para la reducción de un VAR irrestricto podría generar sesgo que en algunos casos podría imponer fuertes restricciones a la estimación. En este sentido, imponer las restricciones “adecuadas” para la reducción de parámetros contribuye a mejorar la inferencia sobre los parámetros estimados y los pronósticos.

Debido a la importancia que tiene el uso de funciones impulso-respuesta para determinar la magnitud del PT, la estimación de un modelo VAR restringido en coeficientes (también conocido como subset VAR) resulta más adecuada. Estos modelos surgen inicialmente de una discusión teórica relacionada con la inferencia de las funciones de impulso-respuesta. Una estrategia consiste en la eliminación secuencial de coeficientes (para un

---

<sup>20</sup> Sólo la prueba PP sugiere que esta variable es  $I(1)$ . Este resultado puede atribuirse a la presencia de cambio estructural en la serie.

<sup>21</sup> Estos autores afirman que los procedimientos comúnmente utilizados en el *bootstrap*, utilizados para establecer los intervalos de confianza de las funciones impulso-respuestas podrían estar significativamente distorsionados si los coeficientes son estimados de manera irrestricta. Por esta razón, proponen imponer la restricción de hacer igual a cero algunos coeficientes.

número de rezagos establecido de acuerdo a la frecuencia de los datos) a partir de su valor  $p$  ( $p$ -value) o de su estadístico  $t$  utilizando una prueba de razón de verosimilitud (prueba LR).<sup>22</sup>

#### 4.2. Pruebas de linealidad

Para determinar la necesidad de utilizar una especificación no lineal es necesario realizar pruebas de linealidad al modelo base. Estas pruebas constituyen un indicador adecuado de la presencia de no linealidad, sin embargo, no son tan útiles para determinar la forma funcional de la misma. La prueba McLeod-Li (1983), utilizada para determinar si existe autocorrelación en una estimación lineal, es muy similar a la prueba del multiplicador de Lagrange para detectar errores tipo ARCH y tiene la capacidad de detectar diversas formas de no linealidad. Igualmente la prueba RESET (*Regression Error Specification Test*) contrasta una hipótesis nula de linealidad contra una hipótesis alternativa general de no linealidad. Sin embargo, su poder disminuye si el modelo sobre el cual se estima es lineal. Existe también la prueba del Multiplicador de Lagrange (LM) que puede ser utilizada para seleccionar la forma funcional apropiada para, sin embargo, no es adecuada para detectar la presencia de un modelo de transición suave (LSTAR o ESTAR).

Por ejemplo, en el modelo LSTAR:

$$y_t = (\phi_{0,1} + \phi_{1,1}y_{t-1}) + (\phi_{0,2} + \phi_{1,2}y_{t-1})F(TV_{t-d}; \gamma, c) \quad [8]$$

$$F(TV_{t-d}; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(TV_{t-d} - c))} \quad \gamma > 0 \quad [9]$$

Para que sea lineal bastaría con que  $\phi_{0,2} = 0$  y  $\phi_{1,2} = 0$ . Entonces, se desearía probar la hipótesis nula ( $H_0$ ):  $\phi_{0,2} = 0$ ,  $\phi_{1,2} = 0$ , contra la hipótesis alternativa ( $H_1$ ): al menos un  $\phi_{j,2} \neq 0$ ;  $j=0,1$ . Observe que los parámetros  $c$  y  $\gamma$  no están identificados bajo  $H_0$ . Alternativamente, se podría seleccionar  $H_0: \gamma = 0$ . Observe que los parámetros  $c$ ,  $\phi_{0,2}$  y  $\phi_{1,2}$  no están identificados bajo  $H_0$ . Por '*no identificados*' se entiende que los parámetros pueden tomar cualquier valor. En este caso estamos en presencia del problema de Davies, lo que implica que la teoría convencional de máxima verosimilitud no es directamente aplicable.<sup>23</sup> Si la hipótesis alternativa es una especificación autoregresiva con transición

<sup>22</sup> Lütkepohl (1993) se refiere a las estrategias más utilizadas en la estimación de Subset VAR. Mendoza (2004) y Mendoza y Pedraza (2006) utilizan un Subset VAR en estudios para el pass-through en Venezuela.

<sup>23</sup> El problema de presencia de parámetros no identificados se conoce como problema de Davies, en honor al estadístico neo zelandés Robert Davies quien fue el primero en considerar el problema que esto representa para la inferencia estadística (véase Davies, 1977, 1987, 2002). En presencia de parámetros no identificados, los estadísticos utilizados para inferencia poseen una distribución no estándar, por lo que sus distribuciones

suave, es posible utilizar una de las tres pruebas propuestas por Luukkonen *et al* (1988): a) Prueba de primer orden, que utiliza una expansión de Taylor de primer grado; b) Prueba de tercer orden, que utiliza una expansión de Taylor de tercer grado; o c) Prueba de primer orden aumentada, muy útil para muestras pequeñas.

En este estudio se aplicó la prueba de linealidad de primer orden aumentada de Luukkonen, Saykkonen y Teräsvirta (1988), la cual es útil en caso de muestras pequeñas. Esta prueba puede especificarse de la siguiente manera para el caso multiecuacional:

$$y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2,i} Y_{t-i} TV_{t-d} + \psi (TV_{t-d})^3 + \eta_t \quad [10]$$

En donde,  $\beta_{1i}$  y  $\beta_{2i}$ ,  $i = 0,1$ , son matrices de coeficientes ( $n \times n$ ), con  $n$  igual al número de ecuaciones o variables dependientes.  $\beta_0$  es un vector ( $n \times 1$ ) que contiene las constantes de cada ecuación.  $y$  es un vector de variables ( $n \times 1$ ),  $\psi$  es un escalar y  $p$  es el número de retardos considerados en la estimación,  $TV_{t-d}$  se refiere a la variable de transición con “ $d$ ” retardos y  $\eta_t$  se refiere al vector de errores de la regresión, los cuales presentan una distribución con media 0 y varianza  $\sigma^2$ . La hipótesis de linealidad se expresa como:  $H_0: \beta_{2,i} = 0, \psi = 0$ .

#### 4.2.1. Variables de Transición

Las pruebas de linealidad se realizan contra variables de las que se presume podrían generar cambios o asimetrías en el efecto de la (o las) variable(s) independiente(s) sobre la dependiente en una relación lineal. A estas se les llama variables de transición. Su selección puede ser justificada por la teoría, la evidencia empírica y/o el juicio del investigador. El PT de tipo de cambio es afectado por factores macroeconómicos, microeconómicos e institucionales que modifican su comportamiento.<sup>24</sup> Dichos factores describen el estado de la economía (contexto de la fluctuación) e influyen en su magnitud y velocidad. Para los fines de este estudio, sólo serán considerados los principales factores a nivel macroeconómico señalados por la literatura, los cuales se listan a continuación:

---

asintóticas no pueden ser obtenidas a través de la teoría estadística convencional. Luukkonen, Saikkonen y Teräsvirta (1988) ofrecen una solución al problema de Davies a través del reemplazo de la función de transición logística por sus respectivas expansiones de Taylor.

<sup>24</sup> Para una exposición más amplia de los determinantes del PT ver Miller (2003) y Otero et al (2005).

- a. *Entorno Inflacionario*. El PT será mayor si el país tiene una historia de alta inflación. Asimismo, en tiempo de alta volatilidad de la inflación el PT deberá ser mayor. (Taylor, 2000; Choudhri y Hakura, 2001)
- b. *Etapa de ciclo económico*. El PT será menor si la economía se encuentra en una recesión ya que las empresas tendrán dificultades en transmitir el aumento total de sus costos a los precios finales sin perder posición en el mercado. (Goldjfan y Werlang, 2000)
- c. *Desalineación del tipo de cambio real*. Cuando la moneda se encuentra por debajo del equilibrio (apreciación), una depreciación genera un movimiento de retorno al equilibrio sin afectar necesariamente el nivel de inflación.<sup>25</sup> Depreciaciones sin desequilibrios reales pueden generar un aumento del PT. (Borensztein y De Gregorio, 1999)
- d. *Volatilidad del tipo de cambio*. Depreciaciones moderadas generan menos incentivos para las empresas modifiquen sus precios, mientras que depreciaciones pronunciadas generan los incentivos contrarios. Sin embargo, a mayor volatilidad del tipo de cambio, las empresas serán mas adversas a cambiar sus precios y mas dispuestas a ajustar sus márgenes en el corto plazo reduciendo el PT. (Wei y Parsley, 1995)
- e. *Credibilidad autoridades monetarias*. A mayor credibilidad de las políticas del banco central, los agentes económicos serán menos propensos a ajustar sus precios ante una depreciación. (Gagnon e Ihrig, 2001)
- f. *Indexación salarial*. Un elevado nivel de indexación de los salarios, generara costos laborales crecientes en la producción de bienes no transables y, por consiguiente, presiones al alza en sus precios. (Otero et al, 2005)
- g. *Apertura comercial*. Mayor apertura, mayor dependencia de bienes importados, mayor PT. (McCarthy, 2000)
- h. *Grado de dolarización de la economía*. Mientras más alto el nivel de dolarización de la economía, mayor y más rápido será el PT. (Winkelried 2003)

Para los fines de esta estimación, se evaluaron 76 posibles variables de transición (19 variables con cuatro rezagos cada una). Este grupo incluyó los primeros cuatro rezagos de las variables del modelo lineal ( $\Delta e$ ,  $\pi^C$ ,  $\pi^M$ ,  $y^*-y$ ,  $\Delta m$ ) con el objetivo de detectar si existe no linealidad con relación a algunos de los rezagos de las variables endógenas del modelo.

---

<sup>25</sup> La literatura no registra efectos significativos cuando existe una depreciación real inicial.

Para evaluar la incidencia del entorno inflacionario, se incluyó la aceleración de la inflación (segunda derivada logarítmica del IPC) como medida de la volatilidad de la inflación y la aceleración de la tasa de cambio, como medida de volatilidad cambiaria.

Variables exógenas relevantes para una económica pequeña y abierta como el nivel y el cambio los precios del petróleo, por ser importadores netos de crudo y el crecimiento del PIB y la inflación de los Estados Unidos, principal socio comercial, fueron igualmente consideradas. Asimismo, variables que podrían tener un efecto indirecto sobre la inflación como el nivel de apertura, el tipo de cambio real y el margen entre la cotización de compra y venta en el mercado extrabancario, las reservas internacionales también se incluyeron. El grupo también incluyó los agregados monetarios M1 y M2 (primera y segunda diferencia logarítmica en cada caso).<sup>26</sup>

La prueba de linealidad de primer orden aumentada fue aplicada a todo el sistema, así como a las cinco ecuaciones individuales del modelo. La tabla 2 presenta los resultados de la prueba organizados de menor a mayor por el *p-value* del sistema de ecuaciones. La misma muestra las primeras *treinta* potenciales variables de transición que podrían explicar asimetrías en el efecto PT en la República Dominicana. La tabla muestra que en este grupo predominan indicadores del sector externo, como la inflación de Estados Unidos, el diferencial de tasas de interés, indicadores de apertura económica, variaciones de los precios del petróleo y las fluctuaciones de la tasa de depreciación del tipo de cambio.

---

<sup>26</sup> No fue posible incorporar variables de transición que representen el nivel de dolarización de la economía, el grado de indexación salarial o el nivel de credibilidad de las autoridades monetarias debido a la no disponibilidad de series con el número suficiente de observaciones o por no existir una proxy considerada como adecuada.

**TABLA 2: RESULTADOS DE PRUEBA DE LINEALIDAD**

Variable de transición:	Variable dependiente:											
	dle <sub>t</sub>		dlipc <sub>t</sub>		dlipm <sub>t</sub>		gap <sub>t</sub>		dlepp <sub>t</sub>		Sistema	
	Est-F	Valor P	Est-F	Valor P	Est-F	Valor P	Est-F	Valor P	Est-F	Valor P	Est-lk	Valor P
dlipcusa(-2)	3.984	0.002	2.288	0.039	0.934	0.523	2.229	0.047	2.924	0.016	100.27	0.000
ddle(-2)	4.554	0.001	2.942	0.011	0.879	0.570	1.725	0.125	2.357	0.043	99.805	0.000
dlopen(-1)	3.048	0.009	1.570	0.164	0.896	0.555	0.996	0.464	1.482	0.212	93.069	0.001
dloil(-1)	2.106	0.057	0.780	0.657	1.798	0.103	1.685	0.135	1.194	0.356	89.562	0.002
lopen(-1)	3.250	0.007	0.732	0.700	0.850	0.596	1.074	0.408	1.808	0.116	89.467	0.002
difti(-2)	6.479	0.000	1.681	0.132	1.233	0.312	0.689	0.713	1.747	0.129	89.062	0.002
difti(-3)	3.696	0.003	2.369	0.033	0.962	0.500	0.993	0.466	2.229	0.054	87.705	0.003
dle(-2)	4.362	0.001	1.446	0.210	1.519	0.180	0.774	0.641	1.533	0.192	87.137	0.003
tr_des(-3)	8.767	0.000	1.556	0.169	1.036	0.443	0.629	0.763	1.500	0.205	85.113	0.004
ddlm1(-1)	4.488	0.001	1.691	0.129	0.627	0.790	1.060	0.418	1.053	0.453	85.068	0.004
tr_des(-2)	7.684	0.000	0.704	0.724	0.926	0.531	0.645	0.751	1.822	0.113	84.151	0.005
dle(-1)	10.142	0.000	1.480	0.196	0.955	0.506	0.586	0.799	1.007	0.489	83.847	0.006
dlgas(-3)	3.002	0.010	0.886	0.565	2.666	0.018	1.112	0.384	1.441	0.228	82.515	0.008
dloil(-2)	0.856	0.604	1.141	0.370	1.462	0.201	1.163	0.352	2.916	0.016	81.661	0.009
difti(-1)	11.123	0.000	1.360	0.247	1.352	0.249	0.624	0.767	0.706	0.750	80.115	0.012
mgn(-1)	5.737	0.000	1.901	0.085	1.860	0.091	0.956	0.493	0.960	0.527	78.953	0.015
dln2(-1)	2.906	0.012	1.229	0.316	0.773	0.664	0.575	0.807	0.764	0.697	78.780	0.016
mgn(-2)	9.926	0.000	1.853	0.094	0.702	0.726	1.030	0.439	0.994	0.499	77.221	0.021
dlepp(-1)	2.716	0.018	1.470	0.200	0.466	0.909	2.004	0.073	0.698	0.757	76.917	0.022
dlipm1(-2)	1.955	0.077	1.541	0.174	0.448	0.919	0.791	0.626	1.121	0.404	76.706	0.023
dlipibusa(-2)	4.167	0.001	1.903	0.085	1.866	0.089	0.340	0.954	1.347	0.271	76.374	0.024
ddlm1(-3)	2.497	0.027	0.619	0.797	0.468	0.908	0.897	0.539	0.826	0.642	76.080	0.026
ddle(-3)	4.788	0.001	1.681	0.132	1.289	0.281	0.857	0.572	1.041	0.462	76.062	0.026
mgn(-3)	4.122	0.002	1.255	0.301	0.915	0.539	0.259	0.981	0.834	0.635	75.853	0.027
dlipm1(-1)	3.691	0.003	1.538	0.175	1.065	0.422	0.795	0.623	1.223	0.339	75.061	0.031
tr_des(-1)	4.558	0.001	1.082	0.411	0.571	0.835	0.474	0.881	1.021	0.478	73.999	0.037
oil(-3)	2.714	0.018	1.297	0.279	0.808	0.632	1.189	0.336	0.856	0.615	73.858	0.038
gap1(-1)	1.600	0.157	1.745	0.116	0.901	0.551	0.754	0.658	0.852	0.619	72.893	0.044
dloil(-3)	0.897	0.568	0.734	0.697	0.578	0.830	3.409	0.005	1.133	0.396	72.734	0.045
oil(-1)	3.504	0.004	1.556	0.169	0.606	0.808	1.186	0.338	1.385	0.253	72.550	0.047

Notas: (1) El número entre paréntesis indica periodos rezagados. (2) *ddle*, se refiere a la segunda diferencia del logaritmo de la tasa de cambio del mercado extrabancario; *dlipcusa*, es la tasa de inflación de los Estados Unidos; *dlopen*, es el índice de apertura (Exportaciones+Importaciones)/PIB y *dlopen* se refiere a su variación; *difti*, se refiere al diferencial de la tasa de interés de 90 días del mercado monetaria de los Estados Unidos y la tasa de 90 días de la banca comercial dominicana; *dln1* y *ddln1*, representan la primera y segunda diferencia del logaritmo del agregado monetario M1, respectivamente; *oil* y *dloil*, representan el precio y la primera diferencia logarítmica del precio del barril de petróleo en el mercado internacional, respectivamente; *dln2*, se refiere a la primera diferencia logarítmica del agregado monetario M2; *tr\_des*, tipo de cambio real desestacionalizado (calculado como la razón entre el IPP en pesos de Estados Unidos y el IPC dominicano); *mgn*, es el margen entre el tipo de cambio de compra y venta en el mercado extrabancario; *rin*, se refiere a las Reservas Internacionales Netas; *ddlipc*, es la segunda diferencia logarítmica del Índice de Precios al Consumidor; *dlgas* se refiere a la variación del logaritmo del gasto público. (3) Est-F es el estadístico de la prueba F de significancia de los coeficientes que conforman la parte extendida de cada regresión auxiliar y que contienen a la variable de transición sola o multiplicada por otra variable que conforma el sistema de ecuaciones. Est-lk denota al estadístico de la prueba de razón de verosimilitud.

### 4.3. Identificación y estimación de modelos

Para estimar un modelo STAR es necesario identificar el tipo de función de transición que será añadida al modelo lineal. Luego debe llevarse a cabo una “*búsqueda simultánea de malla*” (*two dimensional grid search*) que permita seleccionar los coeficientes de transición ( $c$ ) y de suavización ( $\gamma$ ), que maximizan la función de verosimilitud para cada modelo/variable de transición.<sup>27</sup>

#### 4.3.1. Selección de la función de transición

La selección entre un modelo logístico o exponencial con transición suave, se circunscribe a la selección entre la función de transición logística o exponencial. Existen métodos econométricos para la selección del modelo como proponen Granger y Teräsvirta (1993) y Teräsvirta (1994). No obstante, si existe algún planteamiento teórico en favor de alguna de estas dos especificaciones, resulta más adecuado seguir lo sugerido por la teoría (véase por ejemplo, Weise, 1999)

De acuerdo con las teorías de no linealidad o dependencia del PT de las variables macroeconómicas expuestas en el acápite 4.2.1., resulta más adecuado el uso de una función logística, lo cual generalmente supone cambios diferenciados para valores bajos y altos de alguna variable que permitan la distinción de dos regímenes (alto y bajo). El régimen bajo podría describir el estado del PT en momentos de expansión económica, inflación baja, contracción monetaria, poca volatilidad del tipo de cambio, disminución de los precios del petróleo, entre otros y el régimen alto describiría el PT cuando hay recesión económica, inflación alta, expansión monetaria, alta volatilidad del tipo de cambio, aumento en los precios del petróleo, entre otros, en la República Dominicana.<sup>28</sup>

Al igual que en Winkelried (2003) y Mendoza (2004) se asumió que si existe no linealidad en la relación entre las diferentes variables que explican la inflación en la República Dominicana, esta es capturada por un modelo logístico regresivo con transición suave.

---

<sup>27</sup> La búsqueda de estos valores iniciales puede hacerse mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios o cualquier técnica utilizada para estimar modelos lineales, por ejemplo, SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*).

<sup>28</sup> La función exponencial es utilizada en casos donde se asume que los desvíos positivos o negativos con respecto a algún objetivo son igualmente costosos o la variable tiene un comportamiento similar ante lo que sucede en situaciones extremas de otra variable que determina su comportamiento.

#### 4.3.2. Búsqueda de malla (Grid Search)

Se aplicó una búsqueda de malla simultánea para los coeficientes de suavizamiento y de transición para las primeras veinte candidatas a variables de transición identificadas en la prueba de linealidad. Para la viabilidad de la estimación es deseable que el parámetro  $c$  tome valores ubicados al centro del rango de búsqueda para que los regímenes extremos (alto y bajo) posean un número razonable de observaciones. Si el parámetro  $c$  se encontrase en alguno de los límites del rango de búsqueda, el número de observaciones contenidas en los regímenes extremos se torna insuficiente, lo que complica cualquier estimación que parta de dicha especificación.

Este proceso permitió identificar a la variación de los precios del petróleo ( $dloil_{t-1}$ ) y el cambio en el agregado M2 ( $dlnm2_{t-1}$ ) como las variables de transición que presentaron la mejor distribución de observaciones alrededor del valor de  $c$  estimado. Para investigar posibles asimetrías del PT las siguientes dos secciones presentan los resultados de la estimación de dos modelos LSTVAR utilizando a  $dloil_{t-1}$  y  $dlnm2_{t-1}$  como variables de transición.

Entre el resto de las alternativas, aquellas que utilizaron el diferencial de tasa de interés ( $difti_{t-3}$ ), la inflación de Estados Unidos ( $dlnpcusa_{t-2}$ ) y el Indicador de Apertura ( $open\_sa$ ) presentaron distribuciones adecuadas, sin embargo, la estimación de sus funciones impulso-respuesta resultaron explosivas.

**TABLA 3. PARÁMETROS DE TRANSICIÓN Y SUAVIZAMIENTO OBTENIDOS**

Variable de Transición	Límites*		Coeficiente de transición (c)	Coeficiente de Suavizamiento (γ)	No. de Observaciones por Regímenes		
	Inferior	Superior			Bajo	Transición	Alto
<b>Opciones Consideradas</b>							
Precios del Petróleo ( $dloil_{t-1}$ )	-0.0243	0.0082	-0.008	18.696	19	4	29
M2 ( $dlnm2_{t-1}$ )	0.0260	0.0434	0.0347	12.622	16	9	27
<b>Opciones no Consideradas</b>							
Diferencial de tasa interés ( $difti_{t-3}$ )	-0.0243	0.0082	13.617	5.332	28	14	10
Inflación de EEUU ( $dlnpcusa_{t-2}$ )	0.003	0.0064	0.0047	5.886	9	17	26
Indicador de Apertura ( $open\_sa$ )	0.9127	0.9235	0.9181	28	22	2	28

\*Los límites superior e inferior reportados corresponden a los resultantes de descartar el 10% de las primeras observaciones y el 10% de las últimas observaciones de la variable de transición durante el periodo 1993:1-2006:1.

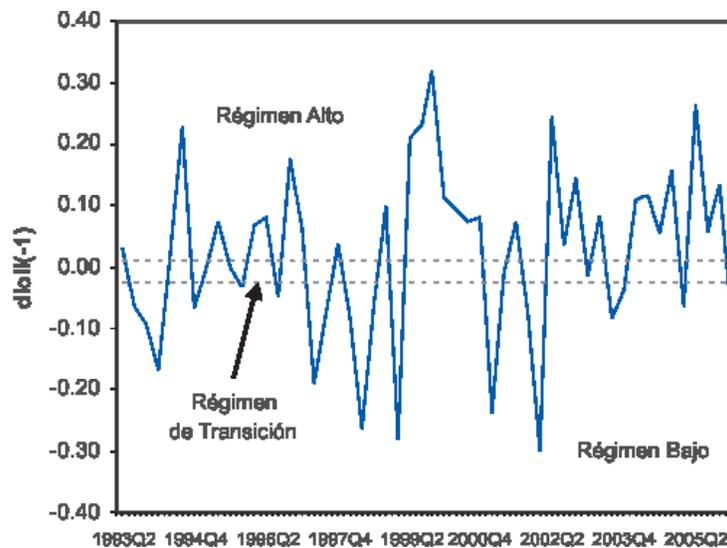
Con las demás candidatas a variables de transición recomendadas por la prueba de linealidad, no se obtuvieron suficientes observaciones en alguno de los dos regímenes extremos. El hecho de que pocas observaciones se ubiquen en un extremo, indica que

en el período estudiado no hay suficientes observaciones que indiquen que esa variable de transición explique la no linealidad del PT.<sup>29</sup>

#### 4.4. Modelo LSTVAR con la variación de los precios del petróleo como variable de transición.

Por su condición de país no productor e importador de petróleo y sus derivados, la República Dominicana es afectada significativamente por las fluctuaciones del precio internacional del crudo. Incrementos en el precio del petróleo tienen un impacto positivo a nivel microeconómico sobre el IPC debido al ajuste de los precios de los combustibles (gasolinas y GLP) y sus efectos directos e indirectos dentro de su estructura. Asimismo, el petróleo y sus derivados son insumos importados de uso intensivo en la producción por lo que un incremento en su precio produce un mayor PT a precios debido a sus efectos dentro de la estructura de costos de las empresas.

GRÁFICO 3: VARIABLE DE TRANSICIÓN VARIACIÓN DE PRECIOS DEL PETRÓLEO



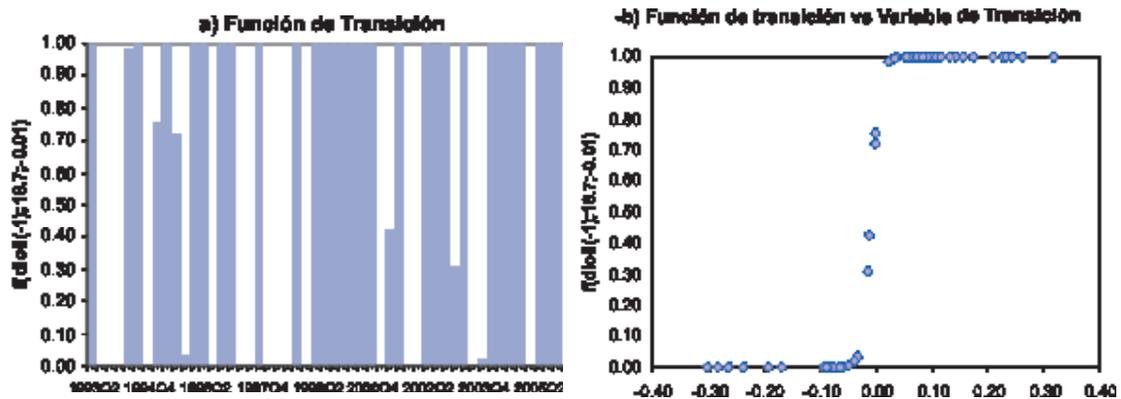
En la especificación con  $dloil_{t-1}$  como variable de transición, se estima un parámetro de transición  $c$  muy cercano a cero (-0.008) y un parámetro de suavizamiento,  $\gamma$ , de 18.7. El parámetro de transición estimado indica que pueden distinguirse dos regímenes en los cuales los precios del petróleo están disminuyendo (régimen bajo) o aumentando (régimen alto). Debido a que el parámetro de transición es cercano a cero, cualquier

<sup>29</sup> Una expansión del tamaño de la muestra o una mayor desagregación temporal de los datos podría permitir obtener mejores evidencias sobre el uso de tales variables como explicativas de las posibles asimetrías del PT.

aumento o disminución del crecimiento de los precios del petróleo con relación al trimestre anterior produce un cambio de régimen.

Dado que el valor del parámetro  $\gamma$  es elevado (y el número de observaciones en el régimen de transición es bajo), la transición entre regímenes es rápida, como muestra la figura 3b. Durante el periodo de estudio predominan los aumentos en el precio del petróleo, por lo que este se constituye en el régimen dominante de la estimación.

FIGURA 3: FUNCIÓN DE TRANSICIÓN CUANDO LA VARIACIÓN DE LOS PRECIOS DEL PETRÓLEO ES LA VARIABLE DE TRANSICIÓN

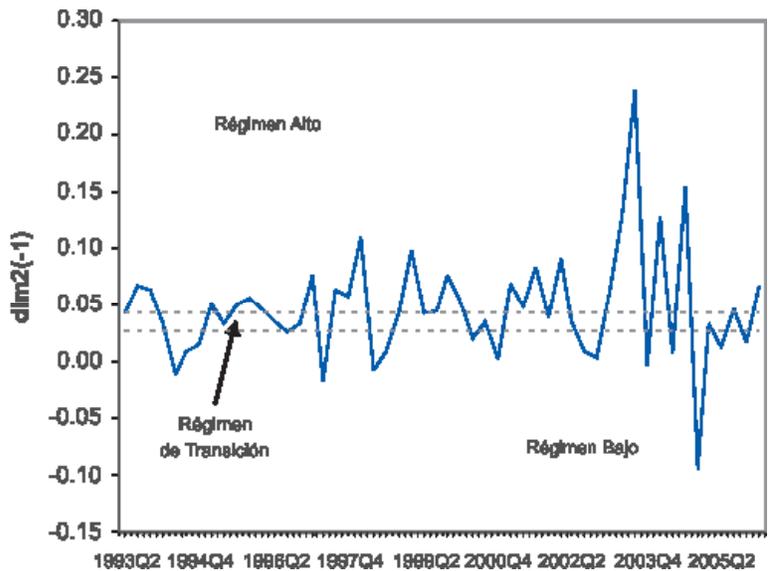


#### 4.5. Modelo LSTVAR con la variación de M2 como variable de transición.

La evidencia empírica sobre PT de tipo de cambio sugiere que el ambiente inflacionario es un determinante importante de las diferencias en los coeficientes estimados. La sensibilidad de los precios de importación y al consumidor con respecto a los movimientos del tipo de cambio parece ser mayor en ambientes de alta inflación, y viceversa.

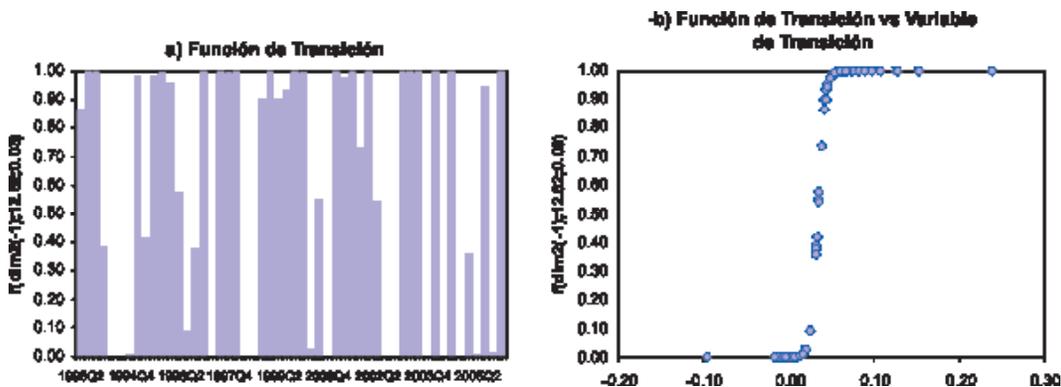
Entre las *proxies* utilizadas en este estudio para medir el potencial efecto asimétrico del ambiente inflacionario sobre el PT se utilizó el crecimiento del agregado monetario M2. Se entiende que un crecimiento acelerado de M2 alimentará las expectativas inflacionarias de los agentes económicos, exacerbando el efecto de las fluctuaciones cambiarias sobre la inflación. Como muestra la gráfica 4, esto tiene particular significado en 2003 y 2004 debido a los efectos las fuertes medidas de expansión (y contracción) monetaria ejecutadas por el banco central debido a la crisis bancaria de 2003.

GRÁFICO 4: VARIABLE DE TRANSICIÓN VARIACIÓN DE M2



En el modelo estimado utilizando  $dlm2_{t-1}$  como la variable de transición, el parámetro de transición estimado fue 0.0347, por lo que cambios en la tasa de crecimiento de M2 mayores a 3.5% definen el régimen alto (expansión monetaria) y los menores de este parámetro definen el régimen bajo (contracción monetaria o pequeños aumentos trimestrales en M2). El parámetro de suavizamiento estimado fue 12.6, por lo que la transición entre un régimen y otro, como muestra la figura 4b, es más suave que en el caso de los precios del petróleo, dando lugar a un régimen de transición más amplio.

FIGURA 4: FUNCIÓN DE TRANSICIÓN CUANDO LA VARIACIÓN DE M2 ES LA VARIABLE DE TRANSICIÓN



## 5. PASS-THROUGH A PRECIOS AL IMPORTADOR Y AL CONSUMIDOR

Esta sección presenta los resultados del análisis de las funciones impulso-respuesta de los modelos estimados. Con el objetivo de exponer un análisis comprensivo con fines comparativos, se presentan los resultados del modelo base lineal estimado (ver anexo 1) y los obtenidos con las especificaciones no lineales para cada una de las variables de transición.

Para computar las impulso-respuestas en modelos no-lineales se recomienda utilizar el método generalizado propuesto por Koop, Pesaran y Potter (1996), que requiere el uso de técnicas de Monte Carlo o *Bootstrapping*.<sup>30</sup> Se parte del hecho de que el PT en el trimestre  $H$ , puede ser expresado como:

$$PT_H = E \left[ \frac{\sum_{h=0}^H \frac{\partial \pi_h}{\partial u_0^{de}}}{\sum_{h=0}^H \frac{\partial de}{\partial u_0^{de}}} \right] \quad [11]$$

en donde el numerador se refiere a las impulso-respuestas acumuladas al trimestre  $H$  en la tasa de variación de precios (importadores o consumidores) debido a una perturbación,  $u_0$ , en la tasa de depreciación de la moneda ocurrida en el trimestre cero. Por su parte, el denominador contiene la función impulso-respuesta acumulada en la tasa de depreciación nominal debido al efecto del choque sobre ella misma.

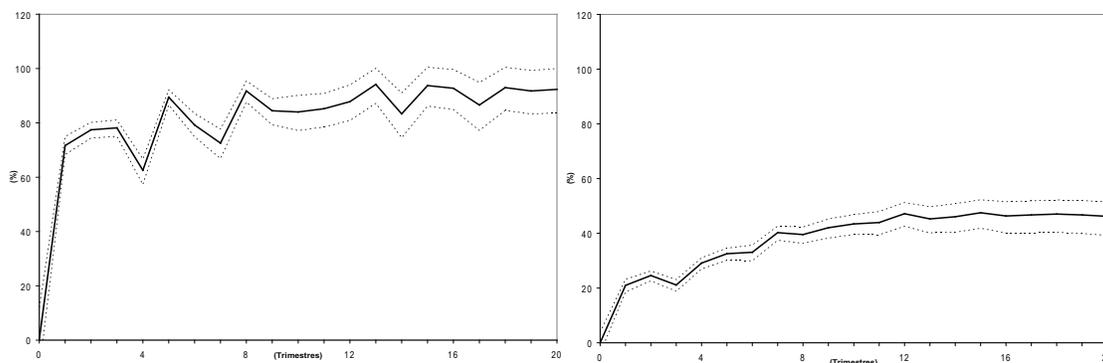
### 5.1. Resultados del modelo lineal

Como muestra el gráfico 5a, el efecto de las fluctuaciones cambiarias a los precios al importador es bastante rápida. El PT es de 72% a un trimestre y 92% a dos años.<sup>31</sup> Estos resultados indican que casi todo el efecto de las depreciaciones de la moneda doméstica es trasladado a precios de importación en el muy corto plazo.

<sup>30</sup> Un resumen de este método se encuentra en Weise (1999) y Winkelried (2003)

<sup>31</sup> Estos resultados son el producto de choques positivos de 1 desviación estándar.

**GRAFICO 5: FUNCIONES IMPULSO-RESPUESTA ACUMULADA DEL ÍNDICE DE PRECIOS AL IMPORTADOR (A) Y EL ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR (B) ANTE UN CAMBIO EN LA TASA DE DEPRECIACION**  
 (a) (b)



Por otro lado, el PT en los precios al consumidor (gráfico 5b) es de 21%, 29% y 40% en un trimestre, un año y a dos años, respectivamente. Estos resultados son muy inferiores a los obtenidos para los precios al importador. Un menor PT en los precios al consumidor que en los precios al importador es consistente con la evidencia empírica tanto para países industrializados como para países latinoamericanos y se explica por las mayores concentraciones de no transables en los precios al consumidor, los cuales reaccionan más lentamente y en menor grado que los precios de transables.<sup>32</sup> (Ver Goldberg y Knetter, 1996 y Engel, 2002).

## 5.2. Resultados de los modelos no lineales

Para investigar si el PT es un fenómeno asimétrico en la República Dominicana, se procedió a estimar el efecto de choques de diferentes tamaños (una desviación estándar y tres desviaciones estándares) y de diferentes signos (positivos y negativos) en la ecuación de la tasa de depreciación nominal, en momentos en que la economía se encontraba en los regímenes extremos descritos por las variables de transición. La tabla 4 presenta los resultados obtenidos.

<sup>32</sup> Con datos de Finlandia, Suecia, México, Corea, Tailandia, Malasia, Filipinas, Indonesia y Brasil, Burstein, Eichenbaum y Rebelo (2002) encuentran también que el PT en los precios al mayor es superior que en los precios al consumidor.

**TABLA 4: PASS-THROUGH A INFLACIÓN AL CONSUMIDOR Y AL IMPORTADOR  
SEGÚN VARIABLE DE TRANSICIÓN, TAMAÑO Y SIGNO DE UNA DEPRECIACIÓN**

Variable Transición (Descripción de Estado)	Tamaño de choques D.E.	Choques Positivos					
		1 trimestre		1 año		2 años	
		$\pi^c$	$\pi^m$	$\pi^c$	$\pi^m$	$\pi^c$	$\pi^m$
Petróleo en alza	1	11.8	69.8	21.6	84.7	29.4	88.5
	3	11.9	69.5	21.7	85.0	29.3	88.3
Petróleo en baja	1	12.1	70.2	21.5	84.6	27.7	88.1
	3	12.1	70.3	21.5	84.6	27.7	88.1
Expansión de M2	1	20.7	58.9	27.0	53.6	37.6	64.9
	3	21.0	59.2	27.1	53.7	37.8	65.6
Contracción de M2	1	21.1	58.7	27.8	55.4	37.3	62.1
	3	21.1	58.7	27.9	55.3	37.3	62.2

Variable Transición (Descripción de Estado)	Tamaño de choques D.E.	Choques Negativos					
		1 trimestre		1 año		2 años	
		$\pi^c$	$\pi^m$	$\pi^c$	$\pi^m$	$\pi^c$	$\pi^m$
Petróleo en alza	1	12.0	70.0	22.1	85.4	29.4	88.2
	3	12.0	69.8	21.6	84.8	29.3	88.4
Petróleo en baja	1	11.9	70.3	21.4	84.6	27.6	87.9
	3	12.1	70.4	21.3	84.3	27.6	88.1
Expansión de M2	1	21.0	59.5	27.1	53.9	37.9	65.7
	3	20.9	59.1	27.1	53.7	37.8	65.3
Contracción de M2	1	21.0	58.8	27.8	55.4	37.3	62.2
	3	21.0	59.4	27.1	53.7	37.8	65.4

<b>Modelo Lineal</b>	<b>1</b>	<b>21.0</b>	<b>71.7</b>	<b>29.2</b>	<b>62.5</b>	<b>39.6</b>	<b>91.7</b>
----------------------	----------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------	-------------

Como se muestra en la tabla 4, el comportamiento de la inflación ante fluctuaciones en el tipo de cambio en la República Dominicana presenta diferencias importantes dependiendo de la especificación del modelo estimado. El PT medido con modelos no-lineales es consistentemente inferior al estimado utilizando modelos lineales.

Se destaca el hecho de que el uso del crecimiento de los precios del petróleo como variable de transición, afecta en mayor medida al PT hacia los precios de importación. Esto es coherente con la condición de la República Dominicana de país importador de petróleo y tomador de precios en el mercado internacional. Por otro lado, el PT a los precios al consumidor es mayor cuando se utiliza el crecimiento de M2 como variable de transición, lo cual es consistente con la relación a nivel teórico y empírico entre los agregados monetarios y la inflación doméstica.

Si bien los resultados obtenidos con las estimaciones no lineales sugieren que el PT es sensible al comportamiento de los precios del petróleo y el agregado monetario M2, no se verifican variaciones importantes en su comportamiento ante cambios en los diferentes estados de la economía descritos por estas variables de transición. Adicionalmente, dado que ambas variables son exógenas, se dificulta investigar si choques de tipo de cambio de diferentes tamaños y signos generan asimetrías en el traspaso de las fluctuaciones cambiaras hacia precios al importador y al consumidor.

## 6. CONCLUSIONES

A pesar de la estimación de modelos no lineales (LSTVAR), el comportamiento del PT en la República Dominicana parece ser independiente del estado de la economía, el tamaño y el signo del choque cambiario. No obstante, el PT se muestra sensible al tipo de variable de transición utilizada para describir el estado de la economía.

Los coeficientes de PT a los precios al consumidor estimados por el modelo lineal se sitúan en 21% (un trimestre), 29% (un año) y 40% (dos años). En el corto plazo, la estimación se encuentra dentro del rango de los estudios hechos para República Dominicana que lo ubican entre 21% y 52% usando series trimestrales. En el largo plazo, el PT estimado se encuentra por debajo del estimado por Vázquez (2003, 2006) y Hernández (2006).

Los resultados del modelo LSTVAR para el IPC (utilizando cualquiera de las variables de transición) estiman un PT que oscila entre 12% y 21% a un trimestre, 22% y 28% a un año y 28% y 38% a dos años. Todos los rangos son menores que las estimaciones del modelo lineal. Esto podría ser un indicio de que el uso de modelos lineales para calcular el PT para República Dominicana, estaría sesgando hacia arriba su estimación.

El PT es *incompleto*, aún en el largo plazo, para la inflación medida por el IPC. Esto es consistente con la teoría económica convencional y la evidencia empírica. Sin embargo, a pesar de ser incompleto, el PT al IPC es alto con relación a otros en economías de características similares (ver Kandil, 2000), a pesar de que dentro de su estructura existe una alta proporción de bienes no transables (alrededor del 50%).<sup>33</sup> Por lo tanto, el tipo de cambio juega un papel importante en el ajuste de los precios relativos en la economía dominicana.

---

<sup>33</sup> De hecho, la estructura del IPC dominicano, con relación a la proporción de bienes transables y no transables, se encuentra más sesgada hacia bienes no transables que los de otras economías similares (i.e. Centroamérica).

Con relación al PT a precios de importación medidos por el modelo lineal, el traspaso es cercano a 1 en el largo plazo. Esto es consistente con la LUP y la versión absoluta de la paridad de poder de compra, debido a que, por definición, el IPM considera sólo bienes transables. Se espera que para una economía pequeña y abierta, con una curva de oferta perfectamente elástica, el PT hacia precios de importación sea *completo*. La magnitud del PT medido por los modelos LSTVAR estimados, oscila entre 60% y 89%.

A pesar de que la economía dominicana es altamente dependiente del petróleo, cambios en el precio internacional del crudo no modifican la relación entre tipo de cambio e inflación. Lo mismo sucede con la cantidad de dinero en circulación, medida por M2. La expansión desproporcionada de la oferta monetaria durante la crisis bancaria de 2003, no parece haber afectado el PT, tampoco la fuerte contracción de 2004 y 2005, que redundó en una acelerada apreciación del tipo de cambio.

Existe la posibilidad de que el nivel de agregación de las series (trimestral) encubra posibles no linealidades en la relación entre inflación y tipo de cambio en la economía dominicana. Esto además presenta restricciones importantes relacionadas al número de observaciones. El uso de series mensuales podría facilitar la estimación, así como proveer suficientes observaciones para las pruebas de linealidad y la búsqueda de malla. Asimismo, esto permitiría la incorporación de otras variables consideradas por la literatura como posibles variables de transición.

Particularmente, esta recomendación resultaría más útil para continuar explorando sobre el comportamiento del PT a nivel precios al consumidor en República Dominicana, ya que en el caso de los precios al importador, los cuales se ajustan rápidamente a aumentos en el tipo de cambio, probablemente el efecto del tipo de cambio sea lineal aún con la utilización de datos de frecuencia mensual.

Las características de la economía dominicana, sobre todo después de la crisis bancaria y su posterior proceso de estabilización, deben incentivar un mayor uso de modelos no lineales en el futuro debido a versatilidad y capacidad de modelar el proceso de ajuste estructural. Este tipo de modelos también sería una herramienta útil para modelar choques cambiarios y su impacto sobre el producto, lo cual es una tarea pendiente dentro de la literatura del mecanismo de transmisión del tipo de cambio en República Dominicana.



## BIBLIOGRAFÍA

- Benkwitz, A., Lütkepohl H., Neumann, M., 2000, "Problems Related to Bootstrapping Impulse Responses of Autoregressive Processes," *Sonderforschungsbereich 373 1997-85*, Humboldt Universitaet Berlin.
- Benkwitz, A., Lutkepohl, H., Wolters, J., 2001. "Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses of German Monetary Systems," *Macroeconomic Dynamics*, Cambridge University Press, vol. 5(1), pages 81-100, February.
- Betts, C., Devereux, M., 2000, "The exchange rate dynamics in a model of pricing to market." *Journal of International Economics* 50, 215-244.
- Bigio, S., Salas, J., 2006. "Efectos no lineales de choques de política monetaria y de tipo de cambio real en economías parcialmente dolarizadas: un análisis empírico para el Perú." *Serie de Documentos de Trabajo*. Banco Central de Reserva del Perú.
- Blanchard, O. J., 1983, "Price Asynchronization and Price Level Inertia, in Inflation, Debt, and Indexation, edited by R. Dornbusch and M. H. Simsonen. Cambridge, MA: MIT Press, 1983, 3-24.
- Borensztein, E., J. De Gregorio, 1999. "Devaluation and Inflation alter Currency Crises." IMF Research Department. Mimeo.
- Burstein, A., Eichenbaum, M., Rebelo, S., 2002. "Why are rates of inflation so low after large devaluations?" National Bureau of Economic Research, Working Paper N° 8748.
- Camacho, M., 2004. "Vector smooth transition regression models for US GDP and the composite index of leading indicators." *Journal of Forecasting* 23, 173-196.
- Campa, J.M., Goldberg, L.S., 2005, "Exchange rate pass-through into import prices." *The Review of Economics and Statistics*, 67, 660-679.
- Choudhri, E.U., Hakura, D.S., 2001, "Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter?" *IMF Working Paper* N° 01/194. Washington, International Monetary Found.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum and Charles L. Evans, (1997) "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?," *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland Pub. Co.
- Clark, T. E. "The Responses of Prices at Different Stages of Production to Monetary Policy Shocks." *Review of Economics and Statistics*, August 1999, 420-33.
- Davies, R.B., 1977. "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative." *Biometrika* 64 (2), 247-254.
- Davies, R.B., 1987. "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternatives." *Biometrika* 74 (1), 33-43.
- Davies, R.B., 2002. "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative – lineal models case." *Biometrika* 89 (2), 484-489.
- Devereux, M.B., Engel, C., Storgaard, P.E., 2004. "Endogenous exchange rate pass-through when nominal prices are set in advance." *Journal of International Economics* 63, 263-291.
- Díaz, M., 2000, "Un modelo macroeconómico de corto plazo para proyecciones y análisis de políticas: El caso de República Dominicana." Nueva Literatura Económica Dominicana: Premios de la Biblioteca Juan Pablo Duarte 1999. Banco Central de la República Dominicana.

- Dickey, D. and W.A. Fuller, 1981, "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root", *Econometrica*, 49(4): 1057-1977.
- Engel, C., 2002, "The responsiveness of consumer prices to exchange rates: A synthesis of some new open economic macro models." *The Manchester School Supplement* 70, 1-15.
- Faruqee, H., 2004, "Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area: The Role of Asymmetric Pricing Behavior," *IMF Working Paper*, No. 04/14.
- Franses, P.H., van Dijk, D., 2000, "Non-linear time series models in empirical finance." Cambridge University Press, Cambridge.
- Gagnon, J., Ihrig, J., 2001, "Monetary policy and exchange rate pass through." Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper No.704.
- García, C, y J. Restrepo, 2001, "Price Inflation and Exchange Rate Pass-Through in Chile." Documento de Trabajo N°128. Banco Central de Chile.
- Goldberg, P., Knetter, M., 1996, "Goods prices and exchange rates: What have we learned?" NBER Working Papers Series No. 5862. December.
- Goldfajn, I, Werlang, S.R.C., 2000, "The pass-through from depreciation to inflation: A panel study." Working Paper Series N° 5. Banco Central do Brasil.
- Goldfeld S. M. and R. E. Quandt, 1973, "A Markov model for switching regressions." *Journal of Econometrics* 1, 3-15.
- González, R., Lora, D., 2000. "Un modelo estructural para explicar la inflación en la República Dominicana." Mimeo (*Revista Oeconomia*, publicación interna del Banco Central de la República Dominicana. Vol. 3, No. 37).
- Granger, C.W.J., Teräsvirta, T., 1993, "Modelling nonlinear economic relationships." Oxford University Press, New York.
- Gratereaux, C., Ruiz, K., 2007, "Efectividad y mecanismos de transmisión de la política monetaria en la economía dominicana: Una aproximación empírica integral." Mimeo. (Próxima publicación en Nueva Literatura Económica Dominicana: Premios de la Biblioteca Juan Pablo Duarte 2006, Banco Central de la República Dominicana)
- Hernández, R., 2006, "Dinámica de la inflación y de la tasa de depreciación del tipo de cambio en la Republica Dominicana." Nueva Literatura Económica Dominicana: Premios de la Biblioteca Juan Pablo Duarte 2005, Banco Central de la República Dominicana).
- Hodrick, R. J., and Prescott, E. C., "Post-war U.S. business cycles: An empirical investigation." Discussion paper 451, Carnegie-Mellon University, 1980.
- Kandil, M., 2000. "The Asymmetric effects of exchange rate fluctuations: Theory and evidence from developing countries." IMF Working Papers 184.
- Koop, G., Pesaran, M.H., Potter, S.M., 1996, "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models." *Journal of Econometrics* 66, 387-414.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt e Y. Shin, 1992, "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54(1-3): 159-178.
- Lutkepohl, H., 1993, "Introduction to Multiple Time Series Analysis", 2nd ed. New York: Springer Verlag.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., Teräsvirta, T., 1988, "Testing linearity against smooth transition autoregressive models". *Biometrika* 75 (3), 491-499.

- Lütkepohl, H., Krätzig, M., 2004. "Applied Time Series Econometrics". Cambridge University Press.
- McCarthy, J., 2000, "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies". Federal Reserve Bank of New York. Mimeo.
- McLeod, A.I. & Li, W.K., 1983, "Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations", *Journal of Time Series Analysis* 4, 269-273.
- Medina, A., 2006, "Determinantes de la inflación en República Dominicana bajo un esquema de metas monetarias y tipo de cambio flotante." Mimeo. (*Revista Oeconomia*, publicación interna del Banco Central de la República Dominicana. Vol. 4, No. 43).
- Mendoza, O. y L. Pedauga, 2006, "Pass-through en los precios de bienes y servicios en Venezuela". Banco Central de Venezuela, Serie Documentos de Trabajo N° 70.
- Mendoza, O., 2004. "Las asimetrías del pass-through en Venezuela". Banco Central de Venezuela, Serie Documentos de Trabajo N° 62.
- Miller, S. (2003), "Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995 – 2002". Documento de trabajo, Banco Central de Reserva del Perú.
- Obstfeld, Maurice & Rogoff, Kenneth, 1995. "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy* 103, 624-60.
- Otero, G., Cadelli, M., Carbajal, R., Cerimedo, F., 2005, "Explorando los determinantes del traspaso de la devaluación a precios. Una explicación del éxito devaluatorio argentino de 2002". Grupo de Investigación Económica (GIE).
- Phillips, P.C.P. and P. Perron, 1988, "Testing for unit root in the time series regression", *Biometrika*, 75(2): 335-346.
- Quandt, R. E., 1958, "The estimation of parameters of linear regression system obeying two separate regimes." *Journal of the American Statistical Association*, 55:873--880.
- Rogoff, K, 1996, "What Remains of Purchasing Power Parity?" *Journal of Economic Literature*, June, 647-668.
- Sánchez-Fung, J. R., 1999, "Efficiency of the black market for foreign Exchange and PPP: the case of the Dominican Republic", *Applied Economic Letters*, 6, 173-176.
- Sánchez-Fung, J. R., 2000, "Money Demand, PPP and Macroeconomics dynamics in a small developing economy." *Studies in Economics* 00/15, University of Kent at Canterbury.
- Taylor, J.B., 2000, "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms." *European Economic Review*, Vol. 44, 1389-1408.
- Teräsvirta, T., 1994, "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models." *Journal of the American Statistical Association* 89 (425), 208-218.
- Tong, H., 1978, "On a threshold model in pattern recognition and signal processing", ed. C.H. Chen, Amsterdam, Sijhoff & Noordhoff.
- Tong, H., 1990. "Nonlinear time series: a dynamical system approach". Clarendon Press, Oxford.
- Tsay, R.S., 1989, "Testing and modeling threshold autoregressive processes." *Journal of the American Statistical Association* (84) (405), 231-240.
- van Dijk, D., Terasvirta, T., Franses, P.H., 2002, "Smooth Transition Autoregressive Models: A survey of Recent developments." *Econometric Reviews*, 21(1), 1-47.

- Vásquez, H., 2004, "Mecanismos de transmisión monetaria en la Republica Dominicana." Nueva Literatura Económica Dominicana. Premios de la Biblioteca Juan Pablo Duarte 2003, Banco Central de la República Dominicana.
- Vásquez, H., 2006, "Dinámica de corto y largo plazo del tipo de cambio y los precios." Mimeo. (Revista Oeconomia, publicación interna del Banco Central de la República Dominicana. Vol. 3, No. 43).
- Wei, S y D. Parsley, 1995, "Purchasing power disparity during the floating rate period: Exchange rate volatility, trade barriers and other culprits." NBER Working Paper 5032.
- Weise, C.L., 1999, "The asymmetric effects of monetary policy: A nonlinear vector autoregression approach." *Journal of Money Credit, and Banking* 31 (1), 85-108.
- Williams, O., Adedeji, O., 2004, "Inflation dynamics in the Dominican Republic." IMF Working Paper N° 04/29. Washington, International Monetary Fund.
- Winkelried Q., D., 2003. "¿Es asimétrico el Pass-Through en el Perú?: Un análisis agregado." Documentos de Trabajo. Banco Central de Reserva del Perú.

# ANEXOS



## A. MODELO LINEAL BASE

### Ecuación de Tipo de Cambio

$$\begin{aligned}
 \Delta e = & 0.760 \Delta e_{t-1} - 0.328 \Delta e_{t-4} + 0.772 \Delta \pi^c_{t-1} - 0.941 \Delta \pi^c_{t-2} \\
 & [-7.033] \quad [-3.262] \quad [3.452] \quad [-5.371] \\
 & - 0.931 \Delta \pi^c_{t-3} + 1.053 \Delta \pi^c_{t-4} + 0.202 \Delta \pi^m_{t-2} + 0.195 \Delta \pi^m_{t-4} \\
 & [-6.461] \quad [4.693] \quad [3.474] \quad [2.667] \\
 & - 0.883 (y^* - y)_{t-3} + 0.935 (y^* - y)_{t-4} + 0.181 \Delta m_{t-3} - 0.169 \Delta m_{t-4} \\
 & [-4.165] \quad [4.600] \quad [2.898] \quad [-4.117] \\
 & - 2.76E - 05 - 0.214 * D0204 - 0.030 * D2 + 0.058 * D3 \\
 & [-0.002] \quad [-4.630] \quad [-2.104] \quad [2.582]
 \end{aligned}$$

Observaciones: 52      R-cuadrado: 0.854351      S.E. de regresión: 0.033751

### Ecuación de Inflación al Consumidor

$$\begin{aligned}
 \Delta \pi^c = & 0.480 \Delta e_{t-1} - 0.255 \Delta e_{t-3} - 0.390 \Delta \pi^c_{t-2} + 0.278 \Delta \pi^c_{t-4} \\
 & [9.753] \quad [-5.527] \quad [-4.474] \quad [3.094] \\
 & + 0.124 \Delta \pi^m_{t-2} + 0.094 \Delta \pi^m_{t-3} + 0.144 \Delta \pi^m_{t-4} - 0.289 (y^* - y)_{t-3} \\
 & [3.534] \quad [2.667] \quad [4.209] \quad [-3.020] \\
 & + 0.290 (y^* - y)_{t-4} + 0.105 \Delta m_{t-3} + 0.022 - 0.116 * D0401 - 0.024 * D2 \\
 & [3.832] \quad [4.314] \quad [5.425] \quad [7.749] \quad [-1.451] \\
 & - 0.029 * D2 \\
 & [-4.117]
 \end{aligned}$$

Observaciones: 52      R-cuadrado: 0.86414      S.E. de regresión: 0.016019

### Ecuación de Inflación al Importador

$$\begin{aligned}
 \Delta \pi^m = & 1.076 \Delta e_{t-1} - 0.824 \Delta e_{t-4} + 0.966 \Delta \pi^c_{t-1} - 1.037 \Delta \pi^c_{t-2} \\
 & [5.916] \quad [-5.231] \quad [2.715] \quad [-4.137] \\
 & - 0.652 \Delta \pi^c_{t-4} - 0.394 \Delta \pi^m_{t-1} + 0.499 \Delta \pi^m_{t-4} - 1.067 (y^* - y)_{t-3} \\
 & [1.898] \quad [-4.499] \quad [4.117] \quad [3.625] \\
 & + 1.250 (y^* - y)_{t-4} + 0.419 \Delta m_{t-3} + 0.004 - 0.174 * D0402 - 0.062 * D2 \\
 & [4.794] \quad [5.299] \quad [0.324] \quad [-2.462] \quad [-2.709]
 \end{aligned}$$

Observaciones: 52      R-cuadrado: 0.771696      S.E. de regresión: 0.050816

### Ecuación de Brecha del Producto

$$\begin{aligned} -y) = & \frac{0.095}{[-2.111]} \Delta e_{t-4} + \frac{0.311}{[3.791]} \Delta \pi_{t-2}^c - \frac{0.184}{[-2.544]} \Delta \pi_{t-3}^c - \frac{1.170}{[-5.429]} \Delta \pi_{t-2}^m \\ & + \frac{0.072}{[1.891]} \Delta \pi_{t-4}^m + \frac{0.440}{[4.254]} (y^* - y)_{t-1} + \frac{0.464}{[3.965]} (y^* - y)_{t-2} - \frac{0.272}{[-2.625]} (y^* - y)_{t-3} \\ & + 0.005 - \frac{0.033}{[-2.223]} * D2 - \frac{0.041}{[-3.975]} * D3 + \frac{0.053}{[3.814]} * D4 \end{aligned}$$

Observaciones: 52      R-cuadrado: 0.864848      S.E. de regresión: 0.015976

### Ecuación de Efectivo en Poder del Público

$$\begin{aligned} = & \frac{0.554}{[3.432]} \Delta e_{t-1} + \frac{0.426}{[2.239]} \Delta e_{t-2} - \frac{0.456}{[-2.283]} \Delta e_{t-3} - \frac{0.412}{[-2.218]} \Delta e_{t-4} \\ & - \frac{1.101}{[-3.477]} \Delta \pi_{t-2}^c - \frac{0.825}{[-2.413]} \Delta \pi_{t-3}^c + \frac{1.285}{[3.857]} \Delta \pi_{t-4}^c + \frac{0.521}{[3.990]} \Delta \pi_{t-2}^m + \frac{0.456}{[2.851]} \Delta \pi_{t-3}^m \\ & - \frac{0.314}{[2.394]} \Delta \pi_{t-4}^m - \frac{1.286}{[3.078]} (y^* - y)_{t-1} - \frac{2.110}{[-5.007]} (y^* - y)_{t-2} - \frac{0.217}{[-2.138]} \Delta m_{t-1} \\ & - \frac{0.258}{[-2.441]} \Delta m_{t-2} - \frac{0.193}{[-4.443]} - \frac{0.136}{[-2.335]} * D0402 - \frac{0.330}{[4.826]} * D2 + \frac{0.146}{[3.207]} * D3 \end{aligned}$$

Observaciones: 52      R-cuadrado: 0.91639      S.E. de regresión: 0.05245

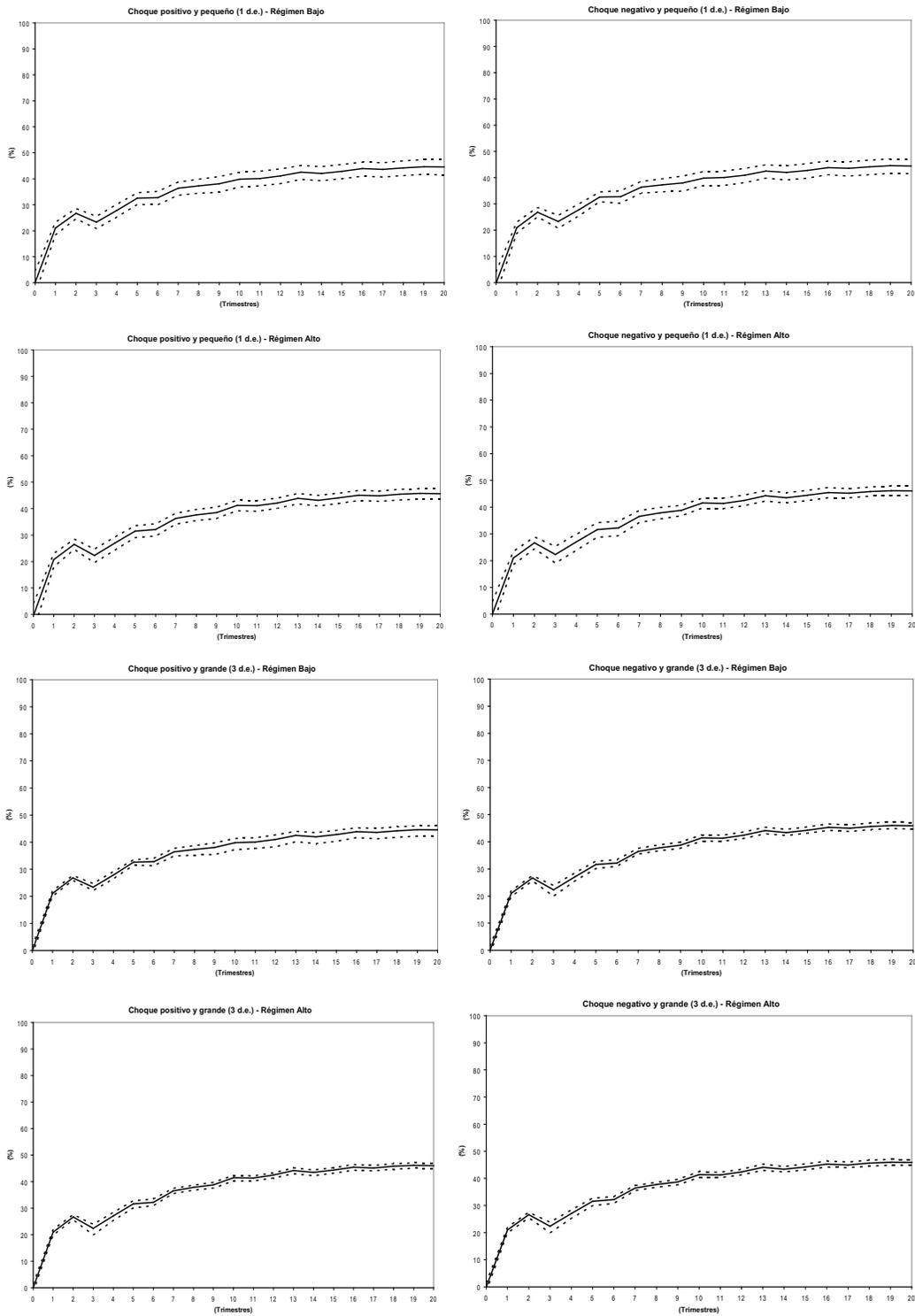
## B. PRUEBAS DE RAÍCES UNITARIAS

Variable	ADF (SIC, 10)			PP(4)			KPSS(10)	
	A	B	C	A	B	C	H <sub>M</sub>	H <sub>T</sub>
ipm <sub>t</sub>	-1.793	-0.029	1.623	-2.023	-0.239	1.423	<b>0.541</b>	<b>0.148</b>
Δipm <sub>t</sub>	<b>-6.341</b>	<b>-6.310</b>	<b>-6.121</b>	<b>-6.372</b>	<b>-6.349</b>	<b>-6.198</b>	0.201	0.085
ipc <sub>t</sub>	-1.700	0.554	<b>2.346</b>	-1.118	1.005	<b>3.825</b>	<b>0.604</b>	0.142
Δipc <sub>t</sub>	<b>-4.182</b>	<b>-4.003</b>	<b>-3.157</b>	<b>-4.176</b>	<b>-4.014</b>	<b>-3.108</b>	0.254	0.094
e <sub>t</sub>	1.734	3.823	1.510	-2.092	-0.534	1.153	<b>0.523</b>	0.139
Δe <sub>t</sub>	<b>-5.725</b>	<b>-4.612</b>	<b>-4.303</b>	<b>-3.646</b>	<b>-3.599</b>	<b>-3.489</b>	0.167	0.083
gap <sub>t</sub>	-2.960	<b>-3.128</b>	<b>-3.194</b>	<b>-7.668</b>	<b>-7.740</b>	<b>-7.801</b>	0.074	0.074
Δgap <sub>t</sub>	-2.652	-2.587	-2.611	<b>-19.013</b>	<b>-19.007</b>	<b>-19.179</b>	0.114	0.083
epp <sub>t</sub>	-2.557	1.042	2.056	<b>-4.475</b>	-0.053	<b>3.190</b>	<b>0.634</b>	0.114
Δepp <sub>t</sub>	-2.789	-2.773	-1.792	<b>-13.304</b>	<b>-13.389</b>	<b>-10.458</b>	0.093	0.089

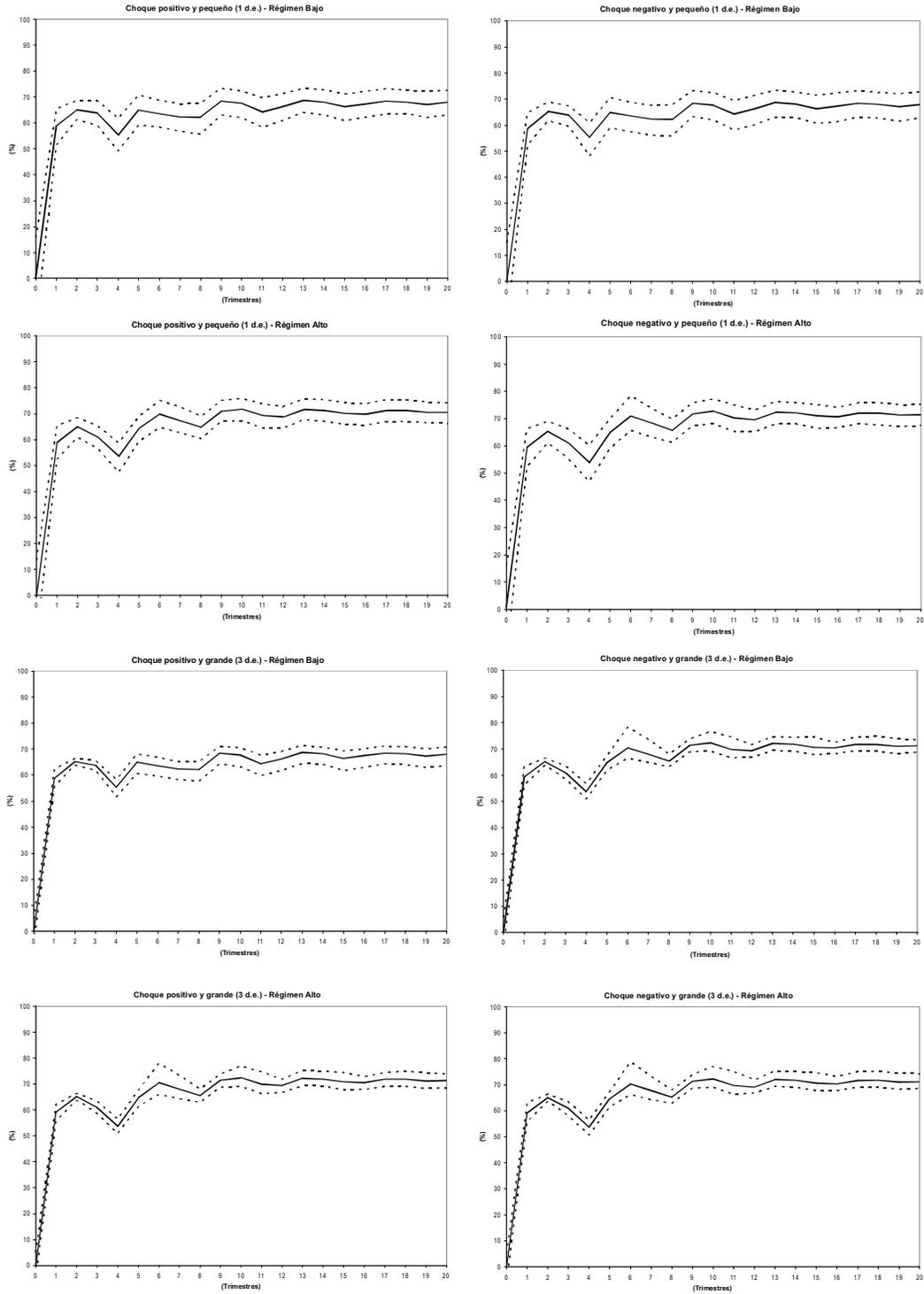
Nota: Los valores en negrita indican el rechazo de la hipótesis nula. Los valores críticos al 5% de significancia para la prueba Dickey-Fuller Aumentada y Phillips-Perron para una muestra de tamaño T=50 son -3.5 incluyendo constante y tendencia (modelo A), -2.93 incluyendo constante (modelo B) y -1.95 sin constante ni tendencia (modelo C) (Maddala and Kim, 1998, p. 64). H<sub>M</sub> y H<sub>T</sub> representan los estadísticos de la prueba KPSS donde la hipótesis nula considera que la serie es estacionaria en nivel o alrededor de una tendencia determinística respectivamente. Los valores críticos al 5% de ambas pruebas son 0.463 y 0.146, respectivamente (Kwiatkowski et. al. 1992, p. 166). Los valores entre paréntesis representan el número de rezagos. Las letras en minúsculas representan los valores en logaritmos. Periodo de muestra 1992:1 – 2006:1.

## C. IMPULSO-RESPUESTAS GENERALIZADAS

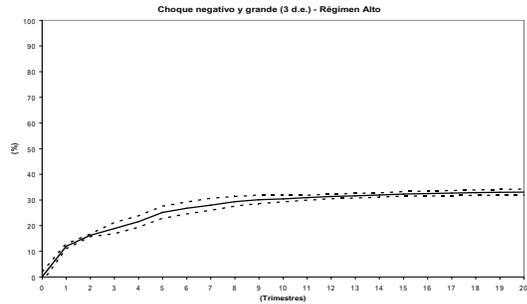
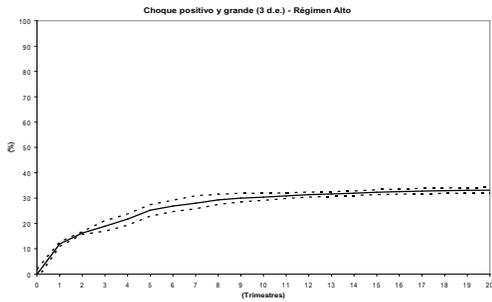
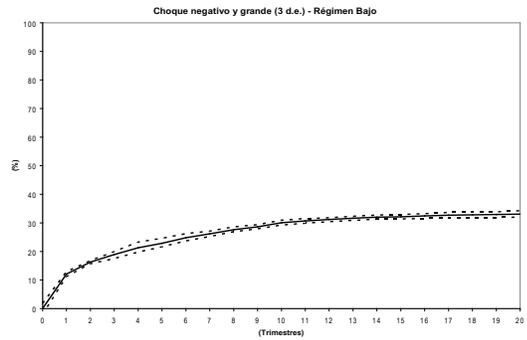
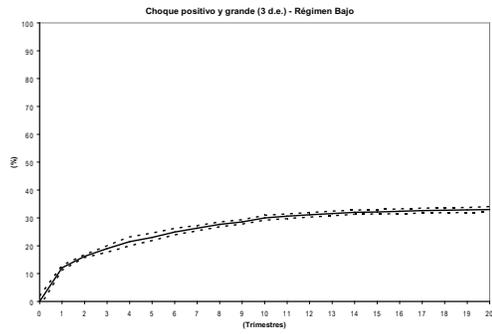
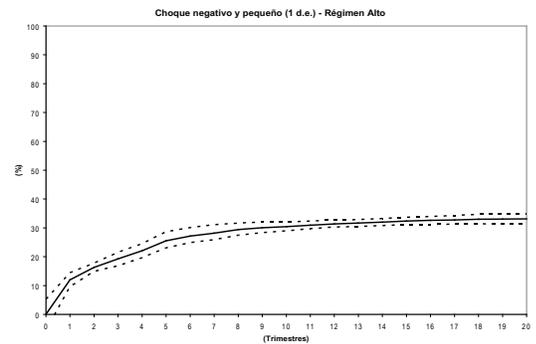
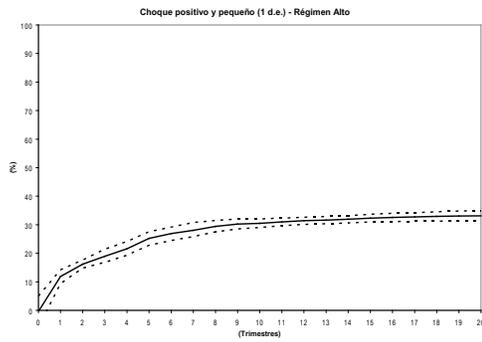
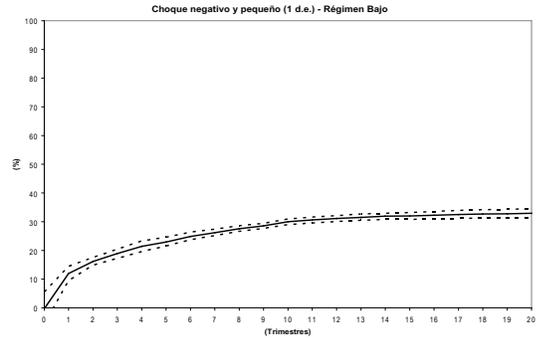
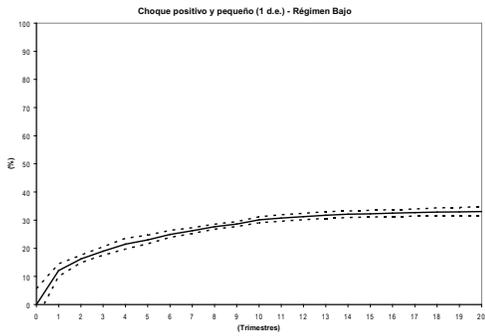
### PASS-THROUGH A IPC CUANDO LA VARIACIÓN DE M2 ES LA VARIABLE ESTADO



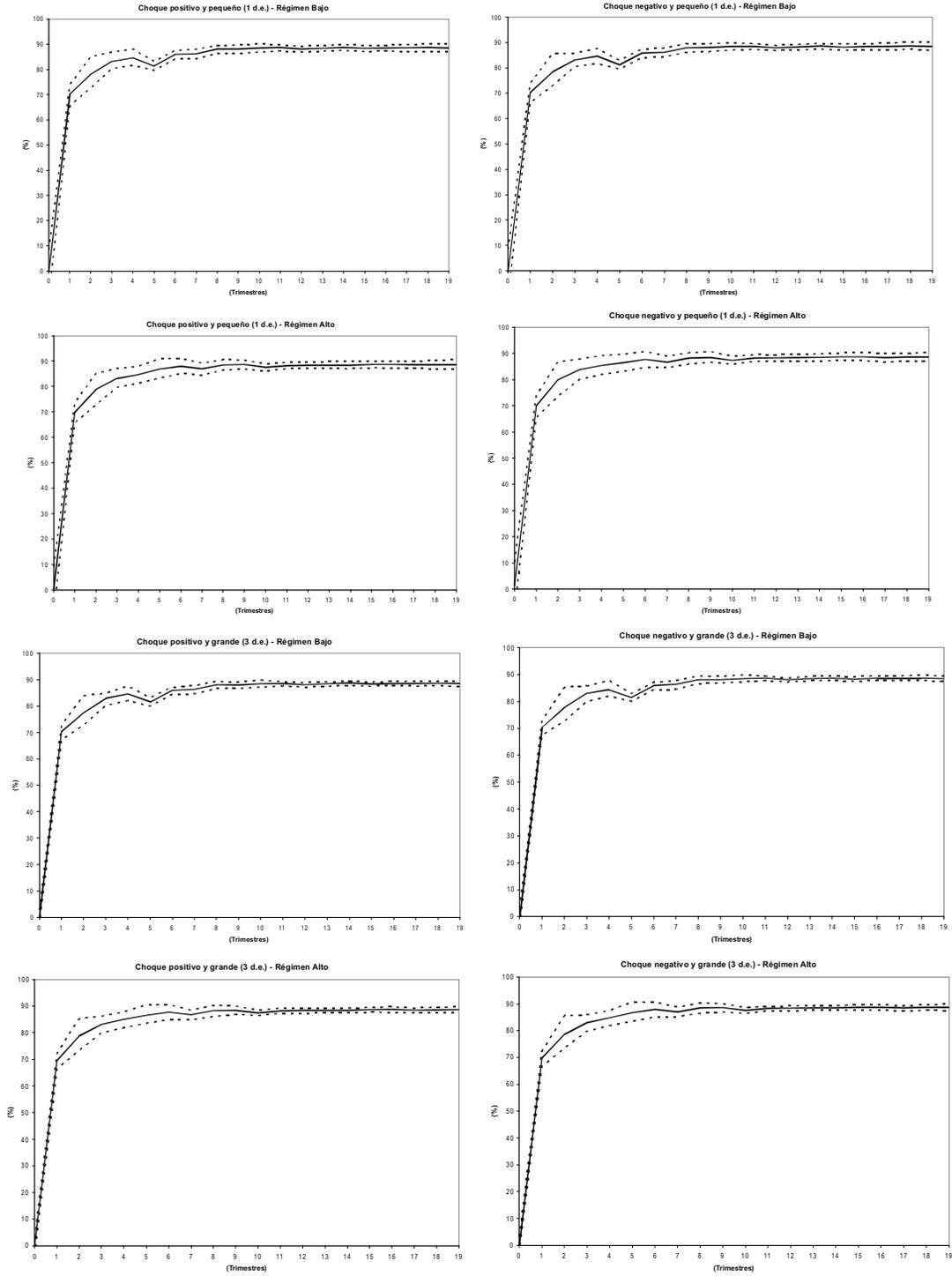
## PASS-THROUGH A IPM CUANDO LA VARIACIÓN DE M2 ES LA VARIABLE ESTADO



## PASS-THROUGH A IPC CUANDO LA VARIACIÓN DE LOS PRECIOS DEL PETROLEO ES LA VARIABLE ESTADO



## PASS-THROUGH A IPM CUANDO LA VARIACIÓN DE LOS PRECIOS DEL PETROLEO ES LA VARIABLE ESTADO





## INSTRUCCIONES A LOS AUTORES

La Serie de Estudios Económicos (SEE) es una publicación no periódica de carácter científico sobre temas de Economía del Departamento de Programación Monetaria e Investigación. Su objetivo principal es difundir trabajos de investigación de alta calidad de la autoría (o co-autoría) de empleados y funcionarios del Banco Central de la República Dominicana.

La SEE considerará para publicación aquellos trabajos, tanto teóricos como aplicados, que sean de relevancia para el mejor entendimiento de los problemas económicos de la República Dominicana y el resto de la región, cuya fundamentación técnica esté acorde con los estándares internacionales actuales de la profesión económica.

Esta publicación hace énfasis en los problemas económicos dominicanos y latinoamericanos, sin embargo, cualquier documento del cual se extraigan lecciones útiles para mejorar el análisis y la aplicación de la política económica en el país, podrá ser sometido al proceso editorial, con la excepción de trabajos de tipo coyuntural o artículos de opinión.

Para la consideración editorial de los trabajos, no se requiere ningún pago del(los) autor(es). La suscripción a la revista es gratuita. La sola presentación de un trabajo para ser publicado en la SEE implica que su(s) autor(es) declara(n) que el mismo es original (no ha sido publicado anteriormente), ceden los derechos del mismo y que la aceptación de un trabajo para su consideración en el proceso editorial de la SEE en ningún caso implica un compromiso de publicar dicho documento.

El comité editorial de esta publicación está formado por tres miembros: el Sub-Gerente Técnico del Banco Central, el Director del Departamento de Programación Monetaria e Investigación Económica y un miembro del equipo de investigadores de dicho departamento.

Los documentos sometidos deberán cumplir con las siguientes condiciones:

1. Estar escritos en su totalidad en español.
2. Ser sometidos por correo electrónico al Director del Departamento de Programación Monetaria e Investigación Económica en formato Microsoft Word para su lectura y facilitar el proceso de edición de ser aceptada su publicación. El archivo deberá contener todo el material que forma parte del artículo, incluyendo gráficos, cuadros, figuras y anexos.
3. En la primera página del documento deberá incluirse únicamente:
  - a. El título completo del artículo.
  - b. El nombre de cada uno de los autores, dirección de correo electrónico y afiliación institucional (en caso de co-autores no pertenecientes al Banco Central de la República Dominicana).

- c. Resúmenes (Abstracts) en español e inglés de los aspectos más importantes del trabajo, los cuales no deberán sobrepasar las 125 palabras (cada uno).
  - d. Al menos tres “palabras clave” relevantes del documento, en español e inglés.
  - e. Al menos tres categorías relevantes de la clasificación del sistema usado por el Journal of Economic Literature (JEL). Se puede acceder a la misma en la siguiente dirección: [http://www.aeaweb.org/journal/jel\\_class\\_system.html](http://www.aeaweb.org/journal/jel_class_system.html).
  - f. Cualquier agradecimiento a personas o instituciones.
4. Para el cuerpo del documento:
- a. El artículo deberá estar escrito utilizando Palatino Linotype 11, a 1 ½ espacio y márgenes convencionales.
  - b. Los gráficos y cuadros podrán estar dentro del texto o al final del mismo.
  - c. Cuadros, figuras y gráficos (si los hubiere) deben ser numerados de manera independiente y consecutiva (e. g.: Cuadro 1, Gráfico 1, Cuadro 2...).
  - d. Las fórmulas deben estar centradas y numeradas consecutivamente al margen derecho.
  - e. Las notas a pie de página deberán estar numeradas consecutivamente a través del texto y deberán ser sólo de carácter aclaratorio.
5. Las referencias bibliográficas deben comprender únicamente las incluidas en el texto, siguiendo este formato:
- a. Cuando se refiere a un artículo de revista en el texto, debe referirse como autor (año). Por ejemplo, Medina (2005) demuestra que la elasticidad ingreso de las importaciones es...”.
  - b. En la bibliografía, autor, año, “Nombre del artículo”, Nombre de la revista, mes, volumen, número páginas. Por ejemplo, Medina, A., 2005. “Determinantes de las importaciones en República Dominicana: un análisis econométrico”, Serie Estudios Económicos, Banco Central de la República Dominicana, diciembre, No. 8, pp. 15-39.
  - c. Cuando se refiere a un libro debe escribirse: Autor (año). Por ejemplo, Banco Central de la República Dominicana (2006) analiza los principales determinantes...”
  - d. En la bibliografía, autor (año). Nombre-libro, Editorial; e.g.: Banco de Central de la República Dominicana (2006). República Dominicana: A 50 años de la creación del peso dominicano, Departamento Editorial.
7. Cuando se exijan modificaciones al documento, el Comité Editorial determinará cuándo éstas han sido realizadas de manera satisfactoria. Cuando esto haya ocurrido, el autor será notificado de la decisión de publicación del documento.
8. Una vez el documento es aceptado para ser publicado en la SEE, los derechos de copia del mismo pasan a ser propiedad de la revista. Una vez publicado, el documento podrá ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando nadie obtenga lucro por esta reproducción y se incluya la referencia bibliográfica de la SEE.

