

**BCV**

**Banco Central de Venezuela**

Colección Economía y Finanzas

Serie Documentos de Trabajo

---

LAS ASIMETRÍAS  
DEL *PASS-THROUGH*  
EN VENEZUELA

---

---

**OMAR A. MENDOZA LUGO**

**[N° 62]**

Septiembre, 2004

---

---

**BCV****Banco Central de Venezuela**

Colección Economía y Finanzas

Serie Documentos de Trabajo

---

---

LAS ASIMETRÍAS  
DEL *PASS-THROUGH*  
EN VENEZUELA

---

---

**OMAR A. MENDOZA LUGO\*****[N° 62]**Septiembre, 2004

---

---

\*Agradezco a Miguel Dorta su ayuda desinteresada en la aplicación de su metodología para mensualizar la serie del PIB, y a Carolina Pagliacci, Harold Zavarce, Francisco Sáez, Adriana Arreaza, Elizabeth Ochoa y Ramón Pineda, sus valiosos comentarios y sugerencias.

---

correo electrónico: [omendoza@bcv.org.ve](mailto:omendoza@bcv.org.ve)

© Banco Central de Venezuela, Caracas, 2004  
Gerencia de Investigaciones Económicas

**Producción editorial**

Gerencia de Comunicaciones Institucionales  
Departamento de Publicaciones  
Torre Financiera, piso 14, ala sur.  
Avenida Urdaneta, esquina de Las Carmelitas  
Caracas 1010  
Teléfonos: 801.8075 / 801.8063  
Fax: 801.87.06  
scaula@bcv.org.ve  
<http://www.bcv.org.ve>

Las opiniones y análisis que aparecen  
en la Serie Documentos de Trabajo  
son responsabilidad de los autores  
y no necesariamente coinciden  
con las del Banco Central de Venezuela.

Se permite la reproducción parcial o total  
siempre que se mencione la fuente  
y no se modifique la información.

## Índice

INTRODUCCIÓN .....	9
1. UN MODELO NO LINEAL PARA EL <i>PASS-THROUGH</i> .....	12
1.1. Variables de transición .....	16
2. METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN Y RESULTADOS .....	20
2.1. Prueba de linealidad .....	20
2.2. Estimación del modelo no lineal .....	24
3. LAS ASIMETRÍAS DEL <i>PASS-THROUGH</i> .....	30
3.1. El <i>pass-through</i> y la variación de reservas internacionales .....	32
3.2. El <i>pass-through</i> y los cambios en la tasa de inflación .....	35
3.3. El <i>pass-through</i> y los cambios en la tasa de depreciación .....	39
CONCLUSIONES .....	43
APÉNDICE A: Datos y construcción de variables .....	45
APÉNDICE B: Estimación del modelo lineal .....	49
APÉNDICE C: Información adicional sobre el proceso de estimación de los modelos no lineales y resultados .....	51
REFERENCIAS .....	57
SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO .....	61

## Resumen

Este trabajo prueba las asimetrías del *pass-through* o efecto de una perturbación en la tasa de depreciación en la inflación en Venezuela, con data mensual para el período 1989:07 – 2002:11. El principal resultado es que el *pass-through* no es sólo un fenómeno que depende del estado inicial en el cual sucede la perturbación, sino que también depende del tamaño y signo de la misma. Con reservas internacionales relativamente estables o crecientes, independientemente del tamaño del choque, el *pass-through* de una perturbación cambiaria positiva es más bajo que el ocurrido en momentos de pérdidas importantes de reservas. Adicionalmente, choques positivos y grandes (tres desviaciones estándares de los errores estructurales) en la tasa de depreciación tienen un *pass-through* mayor que choques positivos y pequeños (una desviación estándar) cuando la tasa de depreciación está inicialmente en una situación de estabilidad. Por su parte, en momentos de aceleraciones pronunciadas del tipo de cambio, choques negativos grandes en la tasa de depreciación tienen una influencia significativa en reducir la inflación.

Palabras clave: *Pass-through*, inflación, depreciación, modelos regresivos con transición suave, efectos asimétricos.

Clasificación JEL: C32, C51, E31, E37

## Abstract

This paper tests for asymmetries in the pass-through or effect of a shock in the depreciation rate on inflation in Venezuela, with monthly data for the period 1989:07 – 2002:11. The main finding is that the pass-through is not only a state-dependent but also a size and sign-dependent phenomenon. With international reserves relatively stables or increasing, independently of the size of the shock, positive shocks in the rate of depreciation have lower pass-through than in a situation of important loss of reserves. Also, positive and big shocks (three standard deviations of structural errors) in the rate of depreciation have higher pass-through than positive and smaller shocks (one standard deviation) when the rate of depreciation is initially stable. In addition, with a regime defined by very fast movements in the exchange rate, negative and big shocks in the rate of depreciation have an important impact in reducing the inflation rate.

Keywords: Pass-through, inflation, depreciation, smooth transition regressive models, asymmetric effects.

JEL classification: C32, C51, E31, E37

## INTRODUCCIÓN

El *pass-through* o efecto transferencia de las fluctuaciones del tipo de cambio sobre los precios domésticos es un elemento a considerar cuando se diseña la política monetaria bien sea que tenga un objetivo implícito o explícito de inflación y cuando se realizan predicciones de inflación. Por ejemplo, Ball (1999) argumenta que la aplicación de inflación objetivo puede ser una política inadecuada en una economía abierta, debido al efecto del tipo de cambio en la inflación a través de los precios de los bienes importados. Asimismo, estudios realizados por Taylor (2000), Goldfajn y Werlang (2000), Choudhri y Hakura (2001), entre otros, muestran que el *pass-through* es, a su vez, un fenómeno no lineal o fuertemente dependiente del estado de la economía imperante al momento de la ocurrencia de la depreciación.

Así como el estado inicial de la economía es importante, existen dos elementos adicionales de relevancia cuando se investigan las asimetrías del *pass-through*, las cuales son el tamaño de la perturbación y el signo de la misma. Sin embargo, estos dos tipos de asimetrías no han contado con el mismo interés que el estudio de la influencia del estado de la economía en el *pass-through*. En presencia de imperfecciones en los mercados tales como costos de menú y asimetrías de información, el efecto en precios de perturbaciones cambiarias grandes y pequeñas<sup>1</sup>, no necesariamente son iguales en términos relativos. En este sentido, podría pensarse que el *pass-through* de una gran depreciación es más alto que el *pass-through* de una depreciación moderada o pequeña, porque más empresas ajustarían los precios de sus bienes y servicios a los fines de transferir parcial o totalmente a los consumidores los incrementos en los costos de producción y distribución derivados de la depreciación. Por su parte,

---

1 En este trabajo, un choque pequeño se refiere a una desviación estándar de los errores estructurales de la depreciación. En tanto que, un choque grande se refiere a tres desviaciones estándares.

evaluar el impacto en precios del signo de una perturbación cambiaria es también relevante para el diseño de política económica, ya que ayudaría a conocer las condiciones bajo las cuales un choque negativo en la tasa de depreciación efectivamente contribuiría a reducir la tasa de inflación.

Este estudio tiene como objetivo investigar los tres tipos de asimetrías mencionadas (estado dependencia, tamaño y signo de una perturbación cambiaria) que pueden estar presentes en el efecto transferencia de una perturbación cambiaria a los precios en Venezuela durante el período julio de 1989 y noviembre de 2002. Un período en el cual Venezuela ha aplicado diversas políticas cambiarias y donde el efecto del tipo de cambio sobre los precios no ha dejado de ser una preocupación constante para la autoridad monetaria<sup>2</sup>.

En el período objeto de estudio se observan, a juzgar por la correlación cruzada entre variables, cambios en la relación entre depreciación e inflación (cuadro A1, en Apéndice A). También se identifican momentos donde ocurren cambios importantes en la tasa de depreciación, tales como en los años 1994, 1995, 1996 y 2002, que si bien se reflejaron en aumentos de la tasa de inflación, no incidieron en cambios de igual proporción en la tasa de inflación posterior (figura A1, en Apéndice A). Esta primera aproximación motiva a emprender un estudio más riguroso sobre el *pass-through* en Venezuela, el cual permita no sólo su cuantificación sino que también investigue si éste es un fenómeno no lineal. Evaluar posibles no linealidades en el *pass-through* es de relevancia para la formulación de políticas ya que si éstas están presentes y son ignoradas se pueden cometer errores de

---

2 A los fines de combatir la inflación se han utilizado de manera explícita los sistemas de minidevaluaciones o *crawling peg* (octubre de 1992 a abril de 1994) y de bandas cambiarias (julio de 1996 a febrero de 2002). También se ha experimentado con controles de cambio (julio de 1994 a abril de 1996) y flotación con intervención (marzo de 1989 a septiembre de 1992, mayo y junio de 1994 y de 1996, y febrero de 2002 a enero de 2003). Para mayores detalles sobre la política cambiaria en Venezuela véase, por ejemplo, Palma (2002), Nóbrega (2002) y Guerra y Pineda (2000).

estimación considerables, bien sean de sobre estimación o de subestimación y, en consecuencia, se podrían adoptar políticas no adecuadas para el logro de una meta inflacionaria.

El modelo econométrico, utilizado para el estudio de posibles asimetrías en el *pass-through* en Venezuela, es un vector autorregresivo con transición suave logística –*logistic smooth transition vector auto-regressive (LSTVAR) model*– el cual es una herramienta útil para evaluar los tres tipos de asimetrías mencionados. En la primera sección del trabajo se especifica el modelo de transición suave utilizado para el estudio de asimetrías en el *pass-through* y se ofrece un resumen de la literatura sobre este fenómeno. En la segunda sección se explica la metodología de estimación y se describen algunos resultados relacionados con los modelos o especificaciones estimadas. La tercera sección es dedicada a las simulaciones del *pass-through* discriminadas por la situación imperante al momento del choque, así como por su magnitud y signo. Finalmente, se ofrecen las conclusiones y algunas extensiones a esta investigación. Entre los principales resultados se encuentra que, en Venezuela, el *pass-through* es un fenómeno con gran dependencia del comportamiento de las reservas internacionales y de la variabilidad de la tasa de depreciación. Un choque grande (tres desviaciones estándares) en la tasa de depreciación no necesariamente se traduce en un mayor *pass-through*, ello depende del estado de las reservas internacionales y de la historia reciente de la tasa de depreciación. Asimismo, se encuentra que bajo ciertas condiciones un choque negativo en la tasa de depreciación puede tener una importante efectividad en reducir la inflación.

## 1. UN MODELO NO LINEAL PARA EL *pass-through*

Una especificación regresiva de transición suave<sup>3</sup> –*smooth transition regressive models* (STR)– es útil para estimar tres tipos de asimetrías en el *pass-through*: 1) estado dependencia, la cual ha sido la más investigada recientemente, 2) tamaño de la perturbación, los precios podrían reaccionar proporcionalmente diferente a choques de distinto tamaño en el tipo de cambio, y 3) el signo del choque, el *pass-through* de un choque positivo no necesariamente es igual al *pass-through* de un choque negativo. Estos tres tipos de asimetrías o no-linealidades pueden estar presentes en una economía, no sólo en el *pass-through* sino también en otras variables económicas, cuando existen imperfecciones en los mercados, tales como rigidez de precios e información incompleta<sup>4</sup>.

---

3 Los modelos regresivos de transición suave (STR) –*smooth transition regressive models*– fueron introducidos en la literatura por Chan y Tong (1986); Luukkonen, Saikkonen y Teräsvirta (1988), Teräsvirta (1994) y extendidos a un contexto multivariable por Granger y Teräsvirta (1993). Los modelos STR permiten el cambio endógeno de un régimen a otro (por ejemplo, de un régimen bajo a un régimen alto) y las ecuaciones para cada régimen son estimadas simultáneamente. También, con la aplicación de estos modelos es posible explorar si dos o más regímenes pueden ser definidos de acuerdo con los datos y si la transición de un régimen a otro es suave o abrupta. La variable que describe el cambio de política o estado de la economía se denomina variable de transición.

4 Un modelo lineal no capta asimetrías. Por ejemplo: si  $y_t = m \cdot x_t$ , entonces el efecto de un aumento en  $x$  de una unidad ocasiona un aumento en “ $y$ ” igual a  $m$ , y el efecto de aumentar  $x$  en dos unidades aumenta “ $y$ ” en  $2m$ . En términos relativos se obtendría un efecto de igual magnitud, es decir,  $m$ . Por otra parte, en un modelo no *lineal*, de los cuales forman parte los modelos regresivos con transición suave, un aumento en  $x$  en dos unidades no necesariamente produce un aumento en “ $y$ ” de  $2m$ . En este caso, se dice que  $x$  tiene un efecto asimétrico en “ $y$ ”. El tipo de asimetría abordado en el ejemplo anterior es asimetría en la magnitud del cambio en  $x$ . En cuanto al signo, el efecto de un cambio en una unidad negativa en  $x$  produce una contracción de magnitud  $m$  en “ $y$ ”. En términos absolutos, este efecto es igual al causado por una variación positiva de una unidad en  $x$ . Entonces, un modelo lineal no es la herramienta ideal para estudiar asimetrías de signo, las cuales sí pueden ser capturadas por un modelo no lineal. Tampoco un modelo lineal es útil para indagar sobre posibles asimetrías originadas por el estado de la economía, ya que en un modelo lineal el efecto de  $x$  en “ $y$ ” es independiente del estado de la economía o régimen imperante. Esto no quiere decir que un modelo no lineal sea mejor que un modelo lineal, ello dependería de cuál tipo de modelo captura mejor la dinámica existente entre las variables. Asimetrías no necesariamente están presentes en los datos y se desvanecen con la agregación de datos o a través del tiempo.

Específicamente, el modelo propuesto es un vector autorregresivo con transición suave, LSTVAR, el cual se expresa a continuación en su forma reducida:

$$X_t = \Pi_1 + \Gamma D_t + \sum_{m=1}^q \theta_{m,1} X_{t-m} + [\Pi_2 + \sum_{m=1}^q \theta_{m,2} X_{t-m}] F(TV_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$F(TV_{t-d}) = \{1 + \text{Exp}[-\gamma(TV_{t-d} - c)]\}^{-1}, \quad \gamma > 0 \quad (2)$$

donde,  $X$  es un vector ( $5 \times 1$ ) conformado por cinco variables:  $ap$ ,  $y$ ,  $de$ ,  $\pi^w$  y  $\pi^c$ . La variable  $ap$  es un indicador de apertura comercial,  $y$  denota a la brecha del logaritmo del producto no petrolero respecto a su tendencia, la cual se toma como un indicador de ciclo económico,  $de$  se refiere a la tasa de depreciación nominal en el mes, medida como la diferencia del logaritmo del tipo de cambio nominal,  $\pi^w$  es la variación mensual del logaritmo de los precios al mayor de productos nacionales y  $\pi^c$  es la variación del logaritmo del índice de precios al consumidor o indicador de inflación mensual utilizada en este estudio<sup>5</sup>.

Las variables  $y$ ,  $ap$  y  $\pi^w$  han sido utilizadas en otros estudios sobre el *pass-through*. Donde las dos primeras no sólo pueden tener un efecto directo sobre la inflación sino también afectar el mecanismo de transmisión de una depreciación en la inflación. Romer (1993) encuentra que economías más abiertas tienen en promedio inflación más baja. No obstante, Goldfajn y Werlang (2000) argumentan que, ante una mayor apertura, el efecto de una depreciación sobre la inflación debe ser mayor. Asimismo, en la medida que el producto se ubica por encima del potencial, se espera una mayor inflación, dado que en una

---

5 Véase Apéndice A, para mayores detalles sobre la construcción de variables.

situación de auge las empresas pueden transferir más fácilmente a los consumidores el aumento en los costos ocasionado por una depreciación. Finalmente, la variable  $\pi^w$  es incorporada para controlar por el efecto de la depreciación en los precios finales a través de la cadena de distribución<sup>6</sup>.

$D$  es un vector de variables binarias o *dummies* ( $n_0 \times 1$ );  $\Pi_i$ ,  $i=1,2$ , es un vector ( $5 \times 1$ ) que contiene a las constantes;  $\Gamma$  y  $\gamma$  son matrices de coeficientes ( $5 \times n_0$ ) y ( $5 \times 5$ ), respectivamente, y  $\varepsilon_t$  es un vector ( $5 \times 1$ ) que contiene las perturbaciones o choques aleatorios a cada una de las cinco variables endógenas consideradas. Se asume que presenta la siguiente forma:

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} u_t^{ap} \\ \alpha_{21}u_t^{ap} + u_t^y \\ \alpha_{31}u_t^{ap} + \alpha_{32}u_t^y + u_t^{de} \\ \alpha_{41}u_t^{ap} + \alpha_{42}u_t^y + \alpha_{43}u_t^{de} + u_t^w \\ \alpha_{51}u_t^{ap} + \alpha_{52}u_t^y + \alpha_{53}u_t^{de} + \alpha_{54}u_t^w + u_t^c \end{bmatrix}$$

Es decir, las variables reales tienen efectos contemporáneos sobre las variables nominales. Aun cuando se puede pensar en otra estructura para las perturbaciones, la considerada en este estudio luce bastante razonable ya que difícilmente una perturbación en la actividad económica pueda tener una influencia considerable en el grado de apertura de la economía en el mismo mes. Asimismo, choques en las tasas de depreciación e inflación difícilmente podrían tener efectos inme-

---

6 Se evaluó la posibilidad de incorporar, como variable explicativa de la inflación, a la variación de un agregado monetario, M1 o M2; no obstante, no se encontró que los cambios en los agregados monetarios constituyeran una variable relevante para explicar la inflación mensual en Venezuela. Resultado similar es obtenido por Dorta, Álvarez y Bello (2002), quienes concluyen que la brecha monetaria no es un elemento que pareciera influir directamente sobre la inflación en Venezuela.

diatos en el grado de apertura o en la brecha del producto interno bruto.

$F(TV_{t-d})$  es una función indicadora o función de transición logística, que toma valores entre cero y uno, ambos extremos inclusive. Cuando toma valores intermedios, admite una transición suave entre regímenes.  $TV_{t-d}$  se refiere a la variable de transición retardada en “d” periodos, “c” es el parámetro de transición y “ $\gamma$ ” es un parámetro de suavización.

Un modelo que combina (1) y (2) es un vector autorregresivo con transición suave logística (LSTVAR), el cual permite capturar diferentes comportamientos cuando la variable de transición toma valores altos, medios y bajos. Esto es, pueden definirse claramente dos regímenes extremos (alto y bajo) asociados a valores altos y bajos de TV. También puede definirse un régimen intermedio o de transición entre los dos regímenes extremos. Cuando  $(TV_{t-d} - c)$  toma un valor alto y positivo,  $\text{Exp}[-\gamma (TV_{t-d} - c)]$  tiende a cero y la función de transición toma un valor de uno. En este caso, la ecuación (1) se convierte en:

$$X_t = (\Pi_1 + \Pi_2) + \Gamma D_t + \sum_{m=1}^q (\theta_{m,1} + \theta_{m,2}) X_{t-m} + \varepsilon_t$$

En el caso opuesto (régimen bajo),  $\text{Exp}[-\gamma (TV_{t-d} - c)]$  tiende a infinito y la función de transición va a cero. En el régimen bajo (1) se expresa como sigue:

$$X_t = \Pi_1 + \Gamma D_t + \sum_{m=1}^q \theta_{m,1} X_{t-m} + \varepsilon_t$$

y en el régimen intermedio, o durante la transición,  $F(TV_{t-d}) = F$ , con F en el intervalo abierto (0,1). Un punto de interés durante la transición se produce cuando  $F=1/2$ , lo cual ocurre si  $TV_{t-d} = c$ . Note que durante la transición los parámetros de (1) cambian constantemente con TV, lo cual no sucede en los regímenes extremos. Durante la transición, la ecuación (1) es:

$$X_t = (\Pi_1 + \Pi_2 F) + \Gamma D_t + \sum_{m=1}^q (\theta_{m,1} + \theta_{m,2} F) X_{t-m} + \varepsilon_t$$

El modelo empírico propuesto puede ser visto como una generalización de muchos de los modelos uniecuacionales utilizados recientemente para estudiar la no-linealidad del *pass-through* de las fluctuaciones del tipo de cambio en los precios.

El *pass-through* (PT) se calcula a partir de las impulso respuestas acumuladas<sup>7</sup> de la inflación debido a choques en la depreciación.

$$\text{Esto es, } PT_H = \frac{\sum_{h=0}^H \frac{\partial \pi_h}{\partial u_0^e}}{\sum_{h=0}^H \frac{\partial e_h}{\partial u_0^e}} \quad (3)$$

Es decir, PT mide el cambio relativo en la inflación acumulada, al período H, como consecuencia de un choque en la depreciación en el período 0 respecto a los cambios acumulados, al período H, en la depreciación como consecuencia del cambio en sí misma en el período 0. Al considerar (3) este último efecto, evita la posibilidad de sobre estimación en el *pass-through* (Winkelried, 2003).

### 1.1. Variables de transición

En un modelo de transición suave, la variable de transición o de estado es la variable que describe la no-linealidad o el cambio en el efecto de una variable explicativa sobre la variable dependiente. Además de la brecha del producto y del grado de apertura mencionadas anteriormente, existen otras variables que pueden afectar el impacto de una depreciación en la inflación, estas son el nivel y la variabilidad de la tasa de inflación, indicadores de variabilidad monetaria y de persistencia de las fluctuaciones cambiarias, el desalineamiento del tipo de cambio real y el nivel o variación de las reservas internacionales<sup>8</sup>.

<sup>7</sup> En el caso de un modelo no lineal Koop, Pesaran y Potter (1996) recomiendan el uso de impulso respuestas generalizadas, para ello se utiliza usualmente la técnica de *bootstrapping*. Weise (1999) describe la aplicación de esta técnica para el caso de modelos LSTVAR.

<sup>8</sup> En el Apéndice A, se describe cómo se construyeron los indicadores o variables para evaluar las asimetrías del *pass-through* en Venezuela.

En este sentido, Taylor (2000) argumenta que fluctuaciones cambiarias menos persistentes podrían conducir a un menor *pass-through*. Así también, concluye que un alto (bajo) nivel de inflación podría tener un incremento (disminución) del *pass-through*. Esta no-linealidad es posible porque, con rigideces de precios e información imperfecta, los precios a nivel de una empresa tienden a responder más (menos) a los costos cuando se espera una alta (baja) persistencia en las variaciones de costos y precios en otras empresas, probablemente relacionados con la persistencia de la inflación agregada. Estudios empíricos recientes han encontrado evidencias de cambios en el *pass-through* dado cambios en el ambiente inflacionario. Choudhri y Hakura (2001) examinaron cómo el estado inicial de la inflación afecta el *pass-through* con información de 71 países, industrializados y en desarrollo, para el período 1979-2000. Estos autores encontraron evidencias de una asociación positiva y significativa entre el *pass-through* y el nivel de inflación entre países y períodos.

Para Gagnon e Ihrig (2002), el *pass-through* puede estar asociado a la variabilidad de la inflación en lugar de la tasa de inflación. Sin embargo, no es sorprendente que el *pass-through* esté significativamente correlacionado tanto con el nivel como con la variabilidad de la inflación debido a las conexiones entre promedios y desviaciones estándares de la inflación. Con información estadística para once países industrializados, Gagnon e Ihrig encontraron una relación significativa entre el *pass-through* y la variabilidad de la inflación.

Con datos para 71 países durante el período 1980 – 1998, Goldfajn y Werlang (2000) estudian cómo una sobrevaluación del tipo de cambio real, la tasa de inflación inicial, el grado de apertura comercial y la brecha del producto interno bruto afectan el *pass-through*. Estos autores encuentran que dichas variables afectan al *pass-through* en diferentes grados y, en particular, concluyen que el nivel de inflación

inicial es un importante determinante del *pass-through* en países europeos y la sobrevaluación del tipo de cambio real es relevante para los países de América<sup>9</sup>.

Devereux, Engel y Storgaard (2004) muestran que, en un país con una baja volatilidad monetaria, los precios de los bienes importados podrían ser fijados en su propia moneda y, en consecuencia, obtener un *pass-through* más bajo. Por el contrario, aquellos países con una alta volatilidad monetaria podrían tener precios preestablecidos en una moneda extranjera, y como resultado, tener también un mayor efecto del tipo de cambio en los precios. Por su parte, en un estudio para 25 países de la OECD durante el período 1975:01-1999:09, Campa y Goldberg (2002) encontraron que una mayor volatilidad del tipo de cambio nominal (asociada a una mayor volatilidad monetaria) tiene un mayor *pass-through* sobre los precios de los productos importados.

Asimismo, la variación de las reservas internacionales puede tener un efecto importante en el *pass-through*, ya que en la medida que las reservas se agotan, los agentes económicos podrían esperar que, más temprano que tarde, se produzca una devaluación de la moneda. La probabilidad de una depreciación sería mayor dependiendo del nivel inicial de reservas internacionales, ya que si la autoridad monetaria cuenta con niveles elevados de reservas, tendría mayores grados de libertad para responder a un ataque a la moneda; es decir, ante una salida de capitales probablemente permitiría perder reservas a fines de evitar una devaluación o esta última sería mucho menor que en el caso de contar con niveles bajos de reservas.

---

9 El desalineamiento del tipo de cambio real puede afectar el *pass-through*, ya que se ha encontrado que una importante sobrevaluación real es corregida a través de una depreciación nominal (Goldfajn y Valdés, 1999).

Sims (2003) ofrece una explicación directa sobre el papel de las reservas internacionales como estabilizadoras de precios. Sims argumenta que un nivel bajo de inflación es posible cuando la autoridad monetaria se compromete a redimir todo el dinero primario a un nivel dado de precios o de tipo de cambio. Para que este compromiso sea creíble la autoridad monetaria debe tener reservas suficientes. En este sentido, con bajos niveles de reservas en relación al stock de dinero se podrían generar expectativas de depreciación que fácilmente se traducirían en un agotamiento de las reservas y un aumento insostenido en el nivel de precios.

## 2. METODOLOGÍA DE ESTIMACIÓN Y RESULTADOS

Para estimar un modelo STR, Granger y Teräsvirta (1993) recomiendan tres etapas generales. En la primera etapa, se estima el modelo lineal. En la segunda, se aplica la prueba de linealidad con respecto a los modelos STR, siguiendo el procedimiento de la prueba de tercer orden introducido por Luukkonen, Saikkonen y Teräsvirta (1988). Por último, en la tercera etapa, si la linealidad es rechazada, se elige entre el modelo de regresión que admite una transición suave logística (LSTR) y el modelo de regresión que admite una transición suave exponencial (ESTR), mediante la comprobación de una secuencia de hipótesis. En el caso de la presente investigación, la selección del modelo se realiza con base en la teoría, la cual sugiere el uso de un modelo logístico a fines de capturar posibles comportamientos asimétricos para valores extremos de la variable que describe el estado de la economía. En la estimación se utilizan datos estadísticos mensuales para Venezuela correspondientes al período 1989:07 – 2002:11, en el cual predominó la aplicación de políticas cambiarias con cierto grado de flexibilidad (flotación, minidevaluaciones y bandas cambiarias)<sup>10</sup>.

### 2.1. Prueba de linealidad

La prueba de linealidad se realiza sobre el modelo lineal estimado<sup>11</sup>. Los resultados reportados corresponden a la prueba de tercer orden en sus versiones para una ecuación y para un sistema de ecuaciones.

---

10 También se estableció un control de cambio entre julio de 1994 y abril de 1996. Para este subperíodo se utilizó el tipo de cambio del mercado paralelo.

11 Para detalles sobre la estimación del modelo lineal y del *pass-through* obtenido para esta especificación, véase el Apéndice B.

En el primer caso consiste en una prueba F y en el segundo en una prueba LR.

La prueba de linealidad de tercer orden para cada ecuación se basa en la siguiente regresión auxiliar<sup>12</sup>

$$v_t = \lambda_0 + \lambda_1 H + \lambda_2 H F V_{t-d} + \lambda_3 H F V_{t-d}^2 + \lambda_4 H F V_{t-d}^3 + v_t$$

$$H = [ap_{t-1}, \dots, ap_{t-p}, de_{t-1}, \dots, de_{t-q}, \pi^w_{t-1}, \dots, \pi^w_{t-r}, \pi^c_{t-1}, \dots, \pi^c_{t-s}, y_{t-1}, \dots, y_{t-k}]'$$

$v_t$  representa a la variable dependiente sobre la cual se aplique la prueba,  $\lambda_0$  es una constante y  $\lambda_i$ ,  $i=1, \dots, 4$  son vectores ( $1 \times k^*$ ) de coeficientes,  $k^* = p+q+r+s+k$ .

El contraste de hipótesis consiste en una prueba F, en la cual la hipótesis nula es que todos los coeficientes de  $\lambda_2, \lambda_3$  y  $\lambda_4$  son cero. La hipótesis alternativa es que al menos uno de los coeficientes de  $\lambda_i$ ,  $i=2, \dots, 4$ , es diferente de cero; es decir, la ecuación es no lineal. La prueba de linealidad para el sistema consiste en una generalización de la prueba anterior, donde la hipótesis alternativa se plantea como al menos una de las ecuaciones del sistema es no lineal respecto a la variable evaluada como de transición (para mayores detalles véase, por ejemplo, Weise, 1999).

Específicamente, a los fines de capturar una posible dinámica no lineal se probaron como variables de transición a los primeros seis retardos de  $ap$ ,  $y$ ,  $de$ ,  $\pi^w$  y  $\pi^c$ . También se evalúan los cambios en las tasas de depreciación, y tasas de variación de precios al mayor y al consumidor ( $dde$ ,  $d\pi^w$  y  $d\pi^c$ , respectivamente<sup>13</sup>). Adicionalmente, se consideran los seis primeros retardos de otras variables exógenas al

12 Esta ecuación es obtenida al aplicar una expansión de Taylor de tercer grado a la función  $F(TV_{t-d}) = \{1 + \text{Exp}[-\gamma(TV_{t-d} - c)]\}^{-1} - 1/2$  alrededor de  $\gamma = 0$ .

13 Por ejemplo,  $dde_t = de_t - de_{t-1}$

sistema (1), que podrían tener un efecto indirecto en la inflación a través de cambios en sus coeficientes. Estas variables son la sobrevaluación del tipo de cambio real,  $tcr$ , las primeras diferencias de los logaritmos de los agregados monetarios M1 y M2, la variación del logaritmo de las reservas internacionales (brutas, netas y operativas) del mes “t” respecto al mes “t-x”, con  $x=1,2,\dots,12$ , y el nivel de reservas internacionales.

El cuadro N° 1 contiene los resultados de la prueba de linealidad para las primeras 25 posibles variables de transición resultantes de ordenar la información según el valor del estadístico LR. Se observa que no en todos los casos el estadístico F indica la presencia de no-linealidad en una ecuación respecto a una posible variable de transición. La prueba LR muestra evidencias más fuertes de no-linealidad en el sistema, como un todo, cuando se utilizan como variables de transición a la depreciación nominal de la moneda, así como a su variación mensual ( $de_{t-1}$  y  $dde_{t-1}$ , respectivamente). Otras posibles variables de transición son algunos retardos de los cambios en  $\pi^w$ , de los cambios en la inflación medida al consumidor ( $d\pi_{t-3}^c$ ) y de las desviaciones del tipo de cambio real respecto a su tendencia ( $tcr$ ). También predominan varios retardos de las variaciones acumuladas de reservas internacionales netas ( $d_x rin$ ) y operativas ( $d_x rio$ )<sup>14</sup>.

Debido a la diversidad de alternativas para estimar el modelo no lineal, se decidió iniciar el proceso de estimación para las primeras siete opciones reportadas en el cuadro N° 1.

---

14 La prueba LR no indica entre sus primeras opciones como variable de transición a indicadores monetarios, de apertura, brecha de producto, nivel de reservas y variaciones de precios al consumidor y al mayor. De allí que estas posibilidades se descartan a este nivel de la investigación.

## CUADRO N° 1

### Prueba de linealidad: Algunos resultados

Variable de transición:	Variable dependiente:											
	$y_t$		$de_t$		$p_t^w$		$p_t^c$		$ap_t$		VAR	
	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P
$de_{t-1}$	1,211	0,263	16,395	0,000	1,260	0,210	0,909	0,621	3,166	0,000	473,019	0,000
$dde_{t-1}$	0,915	0,562	11,541	0,000	1,599	0,054	1,085	0,368	2,692	0,000	420,709	0,000
$d_7rin_{t-4}$	1,368	0,160	7,818	0,000	2,088	0,006	1,798	0,012	2,139	0,002	402,145	0,000
$tcr_{t-4}$	0,491	0,958	7,376	0,000	1,437	0,107	1,413	0,092	2,844	0,000	387,205	0,000
$tcr_{t-5}$	0,804	0,692	11,162	0,000	1,110	0,346	1,028	0,444	2,007	0,004	379,849	0,000
$tcr_{t-6}$	1,493	0,104	8,834	0,000	0,716	0,825	1,134	0,308	1,960	0,006	375,911	0,000
$dde_{t-3}$	0,980	0,487	6,421	0,000	1,557	0,065	1,363	0,117	1,818	0,012	371,940	0,000
$de_{t-5}$	1,248	0,235	4,761	0,000	1,190	0,267	2,017	0,003	2,068	0,003	367,119	0,000
$d_7rio_{t-4}$	1,739	0,041	6,562	0,000	1,427	0,111	1,625	0,031	1,798	0,014	366,823	0,000
$dde_{t-2}$	0,454	0,972	8,521	0,000	1,546	0,068	1,274	0,175	2,052	0,003	366,818	0,000
$d_6rin_{t-4}$	2,071	0,011	6,551	0,000	1,441	0,105	1,332	0,134	2,250	0,001	363,841	0,000
$tcr_{t-1}$	1,241	0,241	6,307	0,000	1,730	0,030	1,001	0,483	2,928	0,000	361,621	0,000
$d_{10}rin_{t-6}$	0,806	0,690	6,213	0,000	0,921	0,574	1,073	0,383	1,713	0,021	359,890	0,000
$dp_{t-2}^w$	1,353	0,169	6,611	0,000	2,249	0,003	1,084	0,369	1,692	0,024	359,521	0,000
$d_2rio_{t-3}$	0,583	0,906	8,730	0,000	1,550	0,067	1,328	0,137	1,058	0,402	359,204	0,000
$de_{t-6}$	0,885	0,598	5,883	0,000	1,363	0,143	1,012	0,467	2,062	0,003	357,942	0,000
$d_3rin_{t-4}$	0,398	0,986	7,669	0,000	1,024	0,443	1,189	0,249	2,228	0,001	355,090	0,000
$drin_{t-4}$	0,871	0,614	8,044	0,000	1,135	0,320	1,632	0,030	1,796	0,014	354,951	0,000
$d_6rin_{t-5}$	2,500	0,002	5,802	0,000	1,289	0,189	1,453	0,076	1,629	0,033	353,840	0,000
$dp_{t-1}^w$	0,967	0,502	6,274	0,000	1,261	0,210	1,403	0,097	1,978	0,005	353,246	0,000
$dp_{t-3}^c$	0,793	0,705	5,161	0,000	1,736	0,029	1,234	0,207	1,784	0,015	352,491	0,000
$de_{t-3}$	0,775	0,725	8,007	0,000	1,314	0,172	1,412	0,092	1,709	0,022	352,164	0,000
$d_3rin_{t-2}$	0,706	0,799	5,664	0,000	1,493	0,085	0,886	0,655	3,157	0,000	349,369	0,000
$d_5rin_{t-5}$	2,741	0,001	5,944	0,000	0,967	0,514	1,495	0,061	1,590	0,041	349,232	0,000
$d_4rio_{t-2}$	0,951	0,520	7,011	0,000	1,245	0,222	1,089	0,363	1,649	0,030	347,011	0,000

Notas:  $de$  denota a la tasa de depreciación obtenida como la diferencia de logaritmos del tipo de cambio.  $dde$  se refiere a los cambios de la tasa de depreciación.  $d_xrin$  y  $d_xrio$  se refieren a la  $x$ -ésima diferencia del logaritmo de las reservas internacionales netas y operativas, respectivamente.  $tcr$  denota el desalineamiento del tipo de cambio real efectivo obtenido como la diferencia del tipo de cambio y de su tendencia.  $dp^w$  y  $dp^c$  denotan los cambios en las variaciones de precios al mayor de productos nacionales y de precios al consumidor, respectivamente.

Adicionalmente, a los fines de considerar al menos un indicador para cada una de las alternativas reportadas, se evaluaron otras variables que presentando un estadístico LR alto, ninguno de sus retardos se ubicara entre las primeras siete posibilidades. Bajo este criterio se evaluaron  $d\pi_{t-3}^c$  y  $d\pi_{t-2}^w$  como potenciales variables de transición<sup>15</sup>. En resumen, si una dinámica no-lineal existe, ésta debería ser capturada mejor por las variables para las cuales la prueba reporta un mayor estadístico LR.

## 2.2. Estimación del modelo no lineal

En la estimación de un modelo STR es necesario contar con buenos valores iniciales. Para tales fines, se realizó una búsqueda simultánea de malla (*two dimensional grid search*) de los coeficientes de transición,  $c$ , y de suavización,  $\gamma$ . En la búsqueda del valor inicial de  $c$ , se ordenó de menor a mayor cada serie evaluada como TV, se excluyó 10% de las observaciones en ambos extremos y se dividió el rango resultante en 21 partes iguales. Para la búsqueda del valor de  $\gamma$ , se consideró un rango de valores desde 0,5 hasta 80 (o hasta el valor previo a aquel donde se experimentó fallas de estimación) con incrementos de 0,5.

Se seleccionó aquella combinación de  $c$  y  $\gamma$  que maximizó la función de verosimilitud *–log-likelihood function–* para cada especificación que utilizó como variable de transición a las nueve variables mencionadas en la subsección anterior. Luego se procedió a evaluar la posición del valor de  $c$  encontrado en el proceso de búsqueda simultánea. Es deseable que el parámetro  $c$  tome valores ubicados al centro del rango de búsqueda, lo cual es una condición para que los regímenes extremos posean un número razonable de observaciones. Con  $c$  en alguno de los límites del rango de búsqueda, muy pocas observaciones

---

15 A su vez, estas dos variables permiten indagar un poco más sobre el efecto de la variabilidad de la inflación en el *pass-through*.

estarían ubicadas en alguno de los dos regímenes y, por consiguiente, tal especificación constituiría un caso poco práctico de considerar. Así se obtuvo que, las especificaciones resultantes de utilizar a  $d_{7}rin_{t-4}$  y  $d\pi_{t-3}^c$  como variables de transición presentaron la mejor distribución de observaciones a ambos lados del valor de  $c$  estimado. En las otras opciones, se identificó una alta concentración de observaciones por debajo del valor estimado de  $c$ . Entre las otras alternativas, aquellas que utilizaron a  $dde_{t-3}$ ,  $tcr_{t-5}$ ,  $tcr_{t-6}$  y  $d\pi_{t-2}^w$  como variables de transición presentaron distribuciones muy parecidas. De estas alternativas, se decidió considerar en la evaluación de los efectos asimétricos del *pass-through* a la especificación que contenía a  $dde_{t-3}$  como variable de transición, dadas sus implicaciones más directas en términos de política cambiaria<sup>16</sup>.

Los parámetros de las tres especificaciones seleccionadas en esta etapa; esto es, con  $d_{7}rin_t$  y  $d\pi_{t-3}^c$  y  $dde_{t-3}$  como variables de transición, se estimaron libremente utilizando como valores iniciales todos los coeficientes estimados en la búsqueda simultánea. A fines de aliviar los problemas computacionales en la estimación libre, se eliminaron los coeficientes no significativos a través de un procedimiento similar al utilizado para la estimación lineal. Posteriormente, mediante la aplicación de la técnica de *bootstrapping* (Koop, Pesaran y Potter, 1996), se procedió a la estimación de las impulso respuestas de perturbaciones de diferente tamaño y signo en la tasa de depreciación y al cálculo del *pass-through* para cada una de las tres especificaciones y para cada uno de los estados de la economía o regímenes descritos.

---

16 En las especificaciones con  $dde_{t-1}$  y  $tcr_{t-4}$ , el valor de  $c$  que maximiza a la función de verosimilitud se ubicó en los extremos del rango de búsqueda, lo que permitió un claro descarte de estas opciones. De las otras especificaciones no consideradas en este estudio; es decir, de aquellas con  $d_{7}rin_{t-4}$ ,  $tcr_{t-5}$ ,  $tcr_{t-6}$  y  $d\pi_{t-2}^w$  como variables de transición, quizás sería recomendable tomar en consideración en estudios posteriores, que evalúen muestras de mayor tamaño, como posible variable de transición a los rezagos de la brecha de tipo de cambio real,  $tcr_{t-5}$  y  $tcr_{t-6}$ . Para mayores detalles sobre los parámetros de transición y suavización obtenidos en la doble búsqueda así como del número de observaciones inferiores e iguales o superiores al valor estimado de  $c$ , véase el cuadro N° C1 en Apéndice C.

El cuadro N° 2 muestra información sobre los parámetros de la función de transición estimados para cada uno de los tres modelos así como del número de observaciones en cada régimen durante el período de estudio. Los valores estimados del parámetro  $c$  revelan que una caída de 12% en las reservas internacionales netas, aumentos o disminuciones de la inflación y cambios en la tasa de depreciación de 1,4% definen la transición hacia dos regímenes extremos. El parámetro de suavización es bastante alto cuando la variable de transición es  $d_{rin}_{t-4}$ , lo cual revela un cambio abrupto que hace prácticamente nulo la existencia de un régimen intermedio. Adicionalmente, la distribución de las observaciones entre regímenes evidencia que, durante el período de estudio, la economía venezolana estuvo más veces en el régimen alto (112 veces) que en el régimen bajo (36 veces). Por su parte, con  $dde_{t-3}$  como variable de transición, se concentran más observaciones en el régimen bajo (110) que en el régimen alto (14), también se identifica una transición entre ambos regímenes en la cual se ubican 25 observaciones. En el modelo que utiliza  $d\pi_{t-3}^c$  como variable de transición,  $\hat{\gamma}$  es mucho menor que en los otros dos casos, lo cual permite una transición bastante suave entre los regímenes alto y bajo. En este caso, la mayoría de las observaciones se concentra en la transición (90) y el resto en los regímenes bajo y alto (30 y 29 observaciones, respectivamente)<sup>17</sup>.

---

17 Para detalles sobre la forma que adopta cada una de las funciones de transición véase figura C1, en Apéndice C.

## CUADRO N° 2

Valores óptimos de los parámetros de transición y suavización y número de observaciones en cada régimen

Variable	Parámetros estimados		N° de obs. en cada régimen		
	$\hat{c}$	$\hat{\gamma}$	Bajo	Transición	Alto
$d_7rin_{t-4}$	-0,120 (21,388)	76,500 (*)	36	1	112
$d\pi_{t-3}^c$	0,001 (0,453)	2,662 (3,907)	30	90	29
$dde_{t-3}$	0,014 (5,981)	9,858 (2,972)	110	25	14

Notas: Estadísticos t entre paréntesis. (\*) Corresponde al valor estimado a través de la búsqueda de dos dimensiones. La estimación a través de un algoritmo no lineal de parámetros de suavización cuando éste es muy alto con relación a los otros parámetros del sistema es dificultosa. El régimen bajo se define para todo  $FTV(.)$  menor o igual que 0,1, régimen intermedio  $FTV$  pertenece al intervalo (0,1, 0,9) y para el régimen alto  $FTV$  está comprendida entre [0,9, 1].

Las figuras 1, 2 y 3 muestran las variables de transición y las funciones de transición estimadas para las tres especificaciones. Con  $TV$  igual a la variación acumulada de reservas internacionales netas en siete meses,  $d_7rin_{t-4}$  se distinguen sólo dos estados o regímenes. Uno de reservas relativamente estables o crecientes que admite desde pérdidas de reservas de un 12% hasta acumulaciones en las mismas (régimen alto) y el segundo estado considera aquellas situaciones donde la economía experimenta pérdidas considerables de reservas internacionales o superiores al 12% (régimen bajo).

Cuando  $d\pi_{t-3}^c$  es la variable de transición (figura 2), se identifican dos regímenes extremos más una transición entre ellos. El régimen alto o de inflación creciente está definido por variaciones de la tasa de inflación superiores a 0,8 puntos porcentuales al mes. El régimen bajo o de inflación decreciente se corresponde con aquellas situaciones donde la tasa de inflación presenta disminuciones menores a -0,5 puntos porcentuales, y la transición o régimen de inflación estable, lo

definen los cambios de inflación entre  $-0,5$  y  $0,8$  puntos porcentuales. La función presenta muchos movimientos en sus valores centrales, tocando valores extremos en escasos períodos continuos.

Cuando TV es  $dde_{t-3}$  (figura 3), el régimen alto o de aceleración pronunciada del tipo de cambio nominal está definido por cambios en la tasa de depreciación mayores a  $2,2$  puntos porcentuales en un mes, el régimen de depreciaciones estables o decrecientes se corresponde con aquellos cambios en la tasa de depreciación inferiores a  $0,7$  puntos porcentuales y la transición o aceleración moderada del tipo de cambio, está acotado por variaciones en la depreciación entre  $0,7$  y  $2,2$  puntos porcentuales. Adicionalmente, los valores de la función de transición permiten identificar aquellos períodos en los que el ancla nominal fue la variación del tipo de cambio. Es decir, en períodos en los cuales se aplicó una política de minidevaluaciones (1993 e inicios de 1994) y durante el período de bandas (julio 1996 a enero 2002), la función de transición toma valores principalmente situados entre los regímenes bajo e intermedio. En períodos de flotación o cuando se aplicó el control de cambio<sup>18</sup> se observan frecuentes movimientos abruptos entre el régimen alto y el bajo.

Figura 1: Función de transición con la variación acumulada de reservas a siete meses,  $d_{rin}_{t-7}$  como variable de transición.

---

18 Para el período de control de cambio, se utilizó como referencia al tipo de cambio del mercado paralelo.

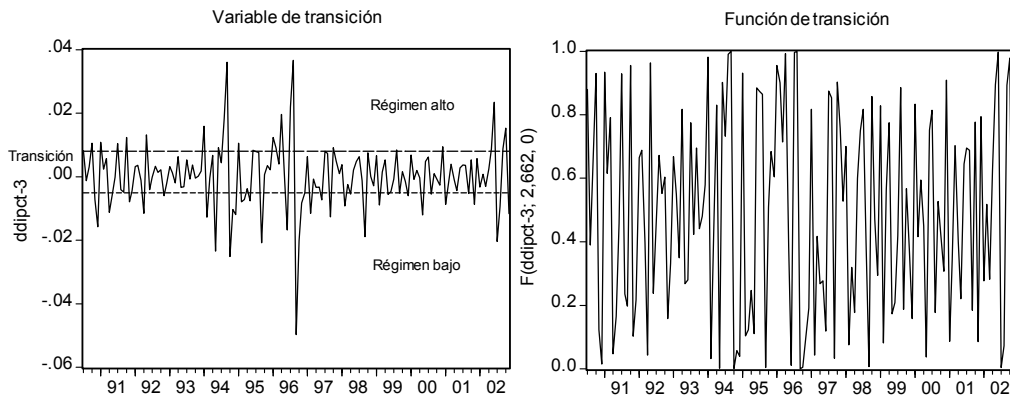


Figura 2: Función de transición cuando el cambio en la tasa de inflación,  $ddipc_{t,3} = \pi_{t-3}^c$ , es la variable de transición.

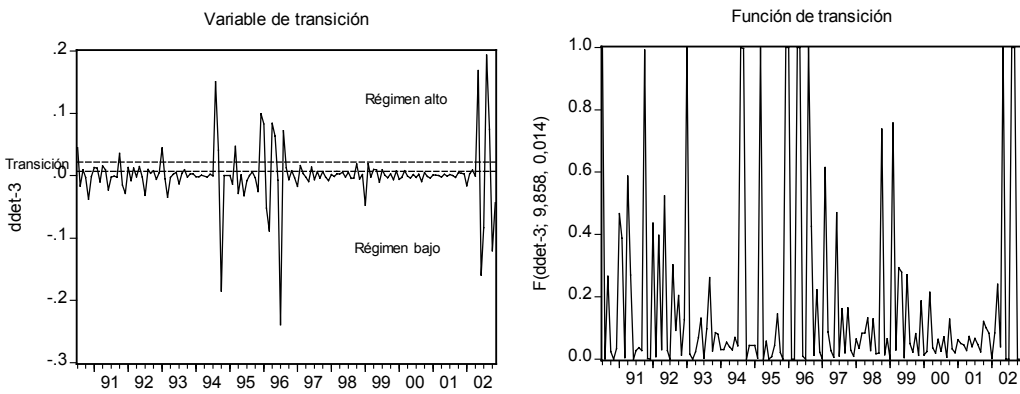


Figura 3: Función de transición cuando la variación de la tasa de depreciación,  $ddet_{t,3}$ , es la variable de transición.

### 3. LAS ASIMETRÍAS DEL *pass-through*

Los modelos estimados muestran importantes asimetrías en el *pass-through* en Venezuela, principalmente, cuando la variación acumulada a siete meses de las reservas internacionales y los cambios de la tasa de depreciación definen el estado de la economía. Estas asimetrías provienen del estado de la economía, del tamaño y signo del choque. El cuadro N° 3 muestra un resumen de los resultados para las tres especificaciones o modelos estimados, para choques positivos y negativos, pequeños (una desviación estándar de un choque estructural en la depreciación) y grandes (tres desviaciones estándares)<sup>19</sup> y dado el régimen inicial descrito por la variable de transición. Las tres subsecciones siguientes describen las asimetrías encontradas en cada uno de los modelos estimados.

---

19 Un choque de una desviación estándar es equivalente a un choque entre 1,7 y 2,0 puntos porcentuales en la tasa de depreciación y un choque de tres desviaciones estándares se ubica entre 5 y 6 puntos porcentuales de la tasa de depreciación en los tres modelos estimados (véase la segunda columna del cuadro N° 3).

### CUADRO N° 3

#### *Pass-through* según variable de transición, tamaño y signo de una depreciación

Tamaño del choque		Choques positivos(%)		Choques negativos(%)	
d.e.	Depreciación (Puntos %)	1 año	2 años	1 año	2 años
<i>Inflación creciente</i>					
1	2,0	25,8	39,2	28,9	41,7
3	6,0	27,5	41,3	26,9	39,2
<i>Inflación estable</i>					
1	2,0	25,0	37,8	28,9	40,1
3	6,0	27,2	40,2	26,2	37,4
<i>Inflación decreciente</i>					
1	2,0	22,2	29,8	30,5	45,6
3	6,0	25,7	35,3	26,5	38,2
<i>Aceleración pronunciada del tipo de cambio</i>					
1	1,8	17,4	18,7	30,6	39,7
3	5,3	22,6	27,9	49,3	59,2
<i>Aceleración moderada del tipo de cambio</i>					
1	1,8	13,6	19,4	51,9	63,3
3	5,3	34,7	45,9	39,5	48,8
<i>Estabilidad cambiaria</i>					
1	1,8	22,8	21,9	29,4	45,4
3	5,3	35,2	44,8	37,2	50,3
<i>Reservas internacionales relativamente estables o crecientes</i>					
1	1,7	1,0	3,9	23,6	39,0
3	5,2	6,8	15,0	14,6	26,8
<i>Pérdida considerable de reservas internacionales</i>					
1	1,7	30,7	43,2		
3	5,2	31,7	44,0		

Nota: d.e. se refiere a la desviación estándar de un choque estructural en la tasa de depreciación. El PT de perturbaciones en la tasa de depreciación en una situación de pérdida considerable de reservas no fue estimado debido a la poca probabilidad de ocurrencia de este evento.

### 3.1. El *pass-through* y la variación de reservas internacionales

Con la variación acumulada de reservas como variable descriptiva de los estados de la economía, el modelo estimado muestra evidencias de efectos asimétricos importantes de una perturbación de la tasa de depreciación en los precios al consumidor. Así se tiene que el *pass-through* es mucho mayor cuando la economía experimenta una pérdida considerable de reservas internacionales que cuando éstas se encuentran en una situación relativamente estable o en aumento. Por ejemplo, el *pass-through* de un choque positivo pequeño (una desviación estándar o su equivalente de 1,7 puntos porcentuales) es prácticamente nulo a un año con reservas relativamente estables o crecientes, en tanto que una perturbación del mismo tamaño y signo produce un *pass-through* de 30,7%, en igual período, en situaciones de caídas pronunciadas de reservas. Igualmente, para perturbaciones positivas de mayor tamaño se obtiene un *pass-through* muy bajo en situaciones de reservas estables o crecientes en comparación con el resultante en momentos de pérdidas considerables de reservas. La figura 4 ilustra el *pass-through*, según el régimen inicial, para los casos de perturbaciones de una y tres desviaciones estándares.

En la comparación de choques positivos y negativos, en una situación caracterizada por reservas relativamente estables o crecientes (régimen alto), se observa que el *pass-through* tiende a ser mayor para choques negativos que para choques positivos. Una mayor diferencia ocurre principalmente cuando se trata de choques pequeños (figura 5). Adicionalmente, se observa que ante choques negativos en una situación de reservas relativamente estables o crecientes<sup>20</sup>, el *pass-through* tiende a ser mayor para choques pequeños (23,6% a un año) que para choques más grandes (14,6% en igual período). En presencia de pérdidas importantes de reservas, el *pass-through* es independiente del tamaño del choque (figura 6).

---

20 Dado que sería una situación especial esperar un choque negativo en la tasa de depreciación cuando la economía experimenta una pérdida considerable de reservas, en este estudio no se considera tal posibilidad.

El hecho que el *pass-through* de un choque negativo sea mayor para choques pequeños que para choques grandes y que sea muy bajo para choques positivos en una situación de reservas estables o crecientes, podría indicar que efectivamente los agentes económicos infieren sobre el comportamiento futuro del tipo de cambio y de los precios de bienes y servicios considerando el desenvolvimiento de las reservas internacionales en períodos recientes. Asimismo y en este contexto, acciones de política moderadas parecieran ser más creíbles que acciones más ambiciosas dirigidas a la estabilización de los precios.

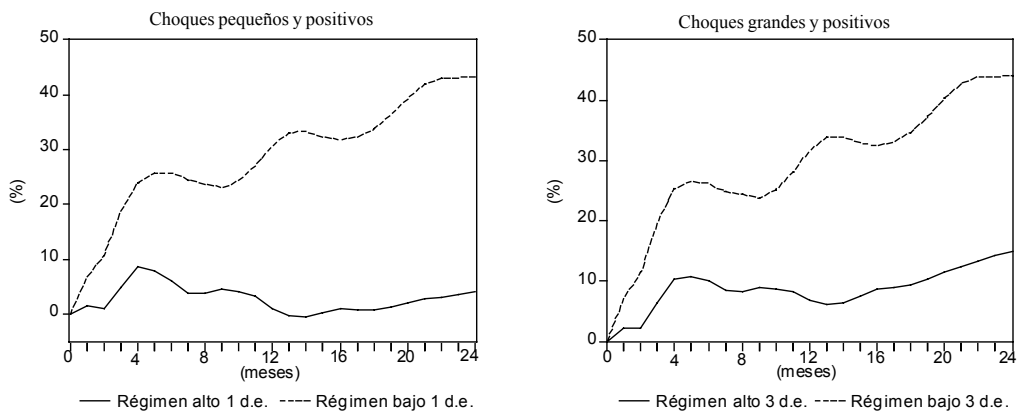


Figura 4: *Pass-through* y estado de la economía cuando la variación de las reservas internacionales es la variable de estado.

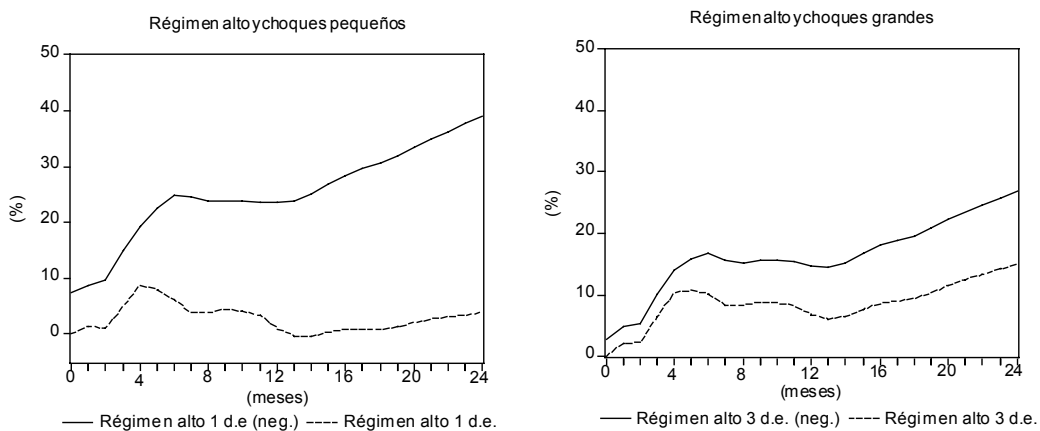


Figura 5: *Pass-through* y signo del choque cuando la variación de reservas internacionales es la variable de estado.

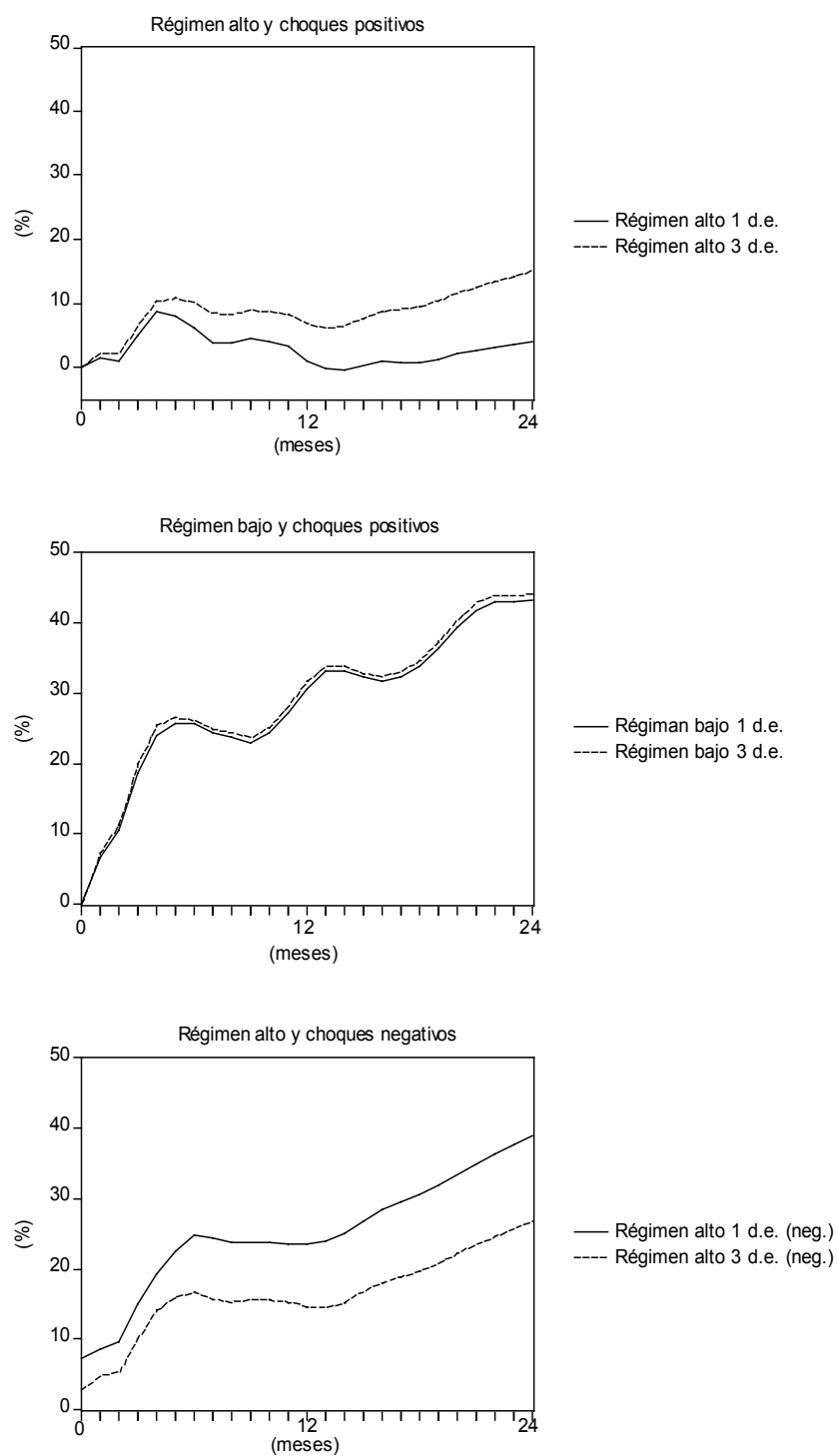


Figura 6: *Pass-through* y tamaño del choque cuando la variación de reservas internaciones es la variable de estado.

### 3.2. El *pass-through* y los cambios en la tasa de inflación

En la especificación que utiliza los cambios de la tasa de inflación como variable de estado, se evidencian ciertas asimetrías ante perturbaciones pequeñas. Estas se hacen evidentes a más largo plazo que las otras dos especificaciones evaluadas. El *pass-through* tiende a ser menor para perturbaciones pequeñas y positivas en presencia de inflación decreciente (29,8% a dos años) que cuando se está bajo una situación de inflación creciente (39,2% a dos años). Este resultado coincide con los obtenidos en los estudios teóricos y otros trabajos empíricos que utilizan otras técnicas de estimación, los cuales concluyen que en la medida que la inflación desciende se produce una reducción en el *pass-through*. Sin embargo, para perturbaciones grandes no se observan tales diferencias. Estos resultados pueden estar indicando que el *pass-through*, en Venezuela, depende del comportamiento de la inflación solamente cuando se trata de pequeñas perturbaciones positivas en la tasa de depreciación (ver figura 7).

Otro resultado interesante se encuentra cuando en presencia de inflaciones decrecientes, se compara el *pass-through* de perturbaciones pequeñas con signos diferentes. El *pass-through* es mayor para perturbaciones negativas en la tasa de depreciación que para perturbaciones pequeñas y positivas (figura 8). Este resultado revela que en situaciones de estabilidad de precios, la aplicación de una política moderada tendiente a disminuir la tasa de depreciación tendría cierto grado de efectividad en reducir aún más la tasa de inflación<sup>21</sup>.

---

21 La figura C2 en el Apéndice C permite apreciar conjuntamente las diferentes asimetrías presentes cuando los cambios en la tasa de inflación es la variable de estado.

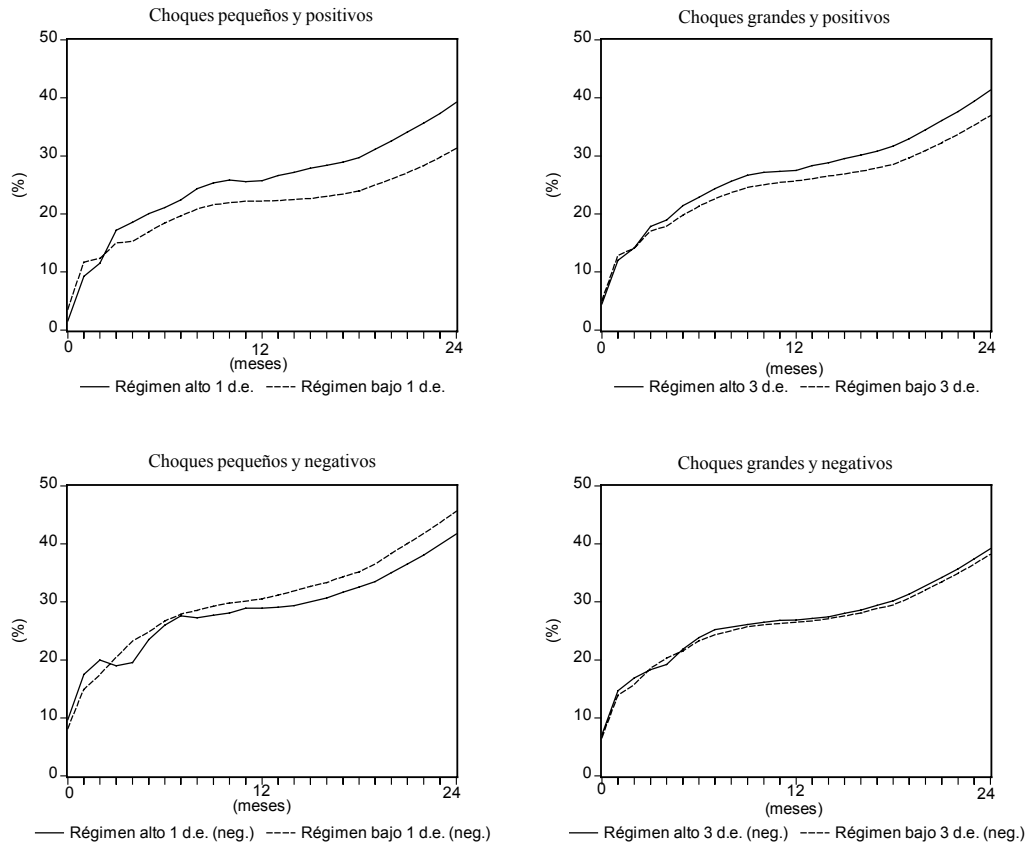


Figura 7: *Pass-through* y estado de la economía cuando el cambio de la tasa de inflación es la variable de estado.

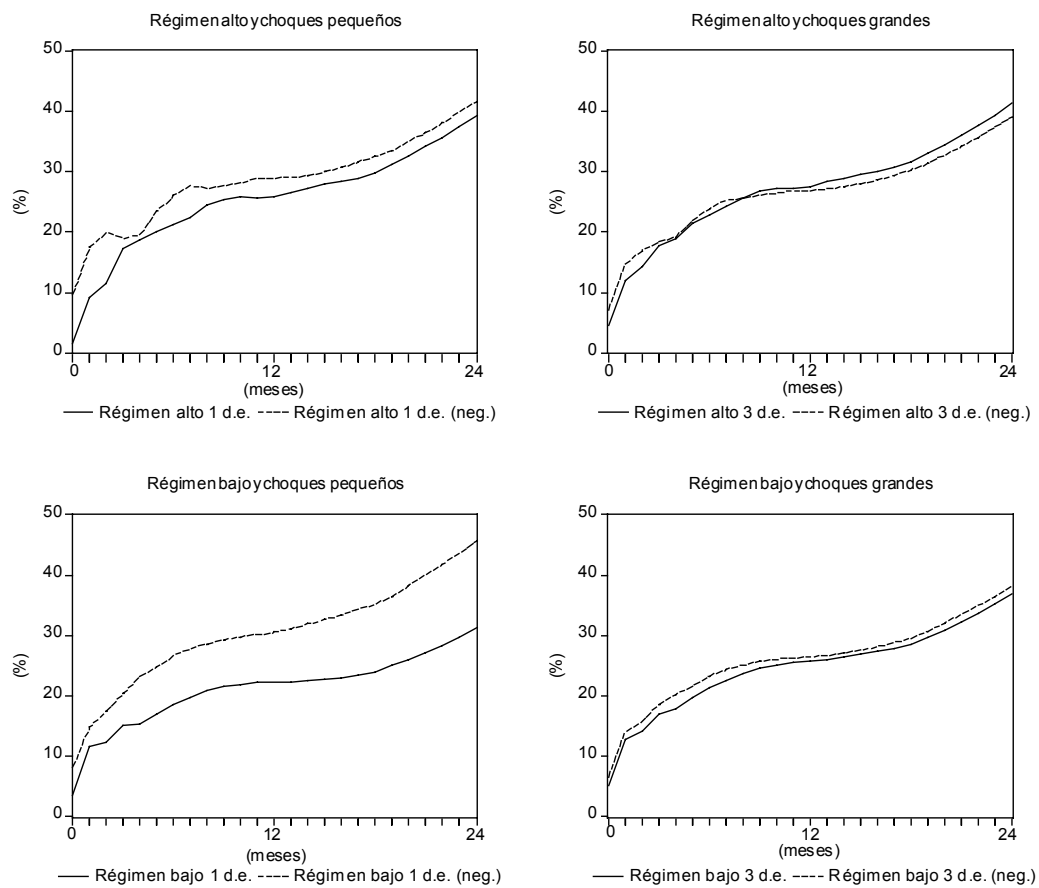


Figura 8: *Pass-through* y *signo del choque* cuando el cambio de la tasa de inflación es la variable de estado.

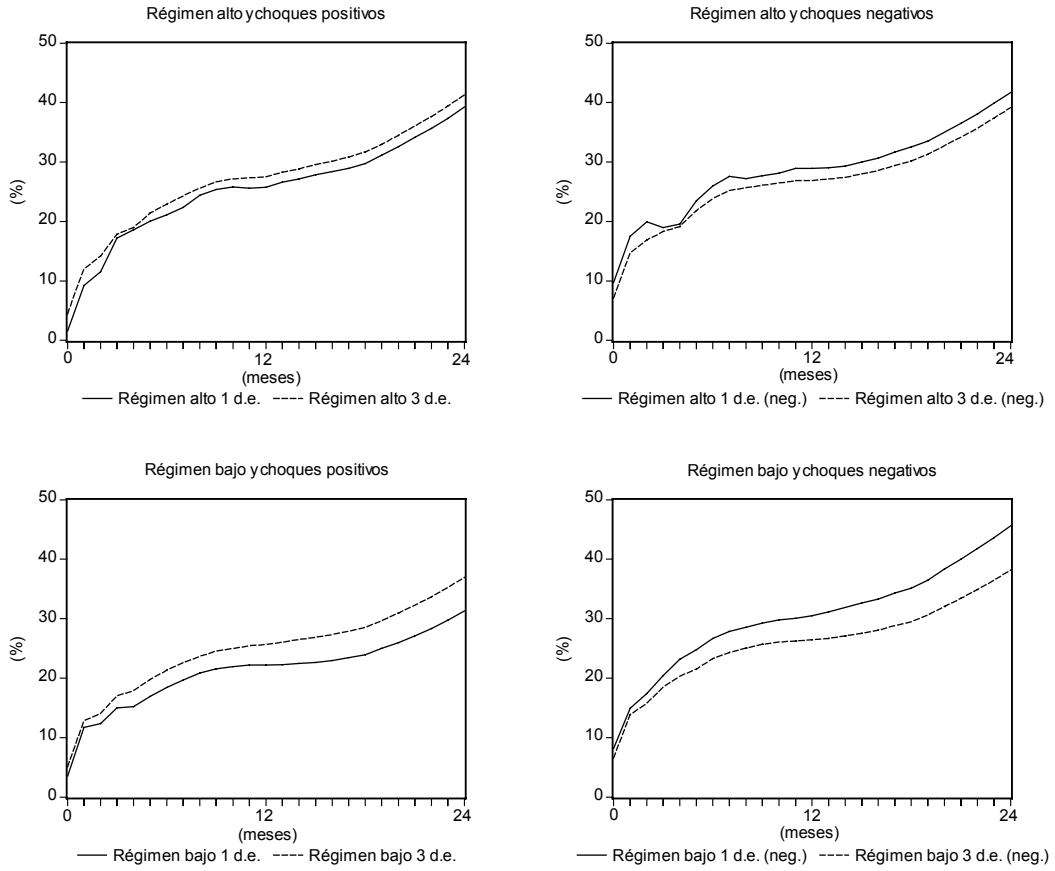


Figura 9: *Pass-through* y tamaño del choque cuando el cambio de la tasa de inflación es la variable de estado.

### 3.3. El *pass-through* y los cambios en la tasa de depreciación

Con los cambios en la tasa de depreciación como variable de estado, se observan importantes asimetrías que ponen de manifiesto que una fluctuación cambiaria puede tener un impacto diferente en los precios, dependiendo del régimen inicial en el cual ocurre, de la magnitud y del signo de la misma. Estas asimetrías, a diferencia de la especificación anterior, se observan en el régimen alto, en este caso, definido como de alta depreciación o aceleración pronunciada del tipo de cambio.

La figura 10 muestra que el impacto en la inflación de un choque grande (tres desviaciones estándares de un choque estructural) en la tasa de depreciación es mayor cuando ocurre en una situación de estabilidad en la tasa de depreciación que en momentos de aceleración pronunciada del tipo de cambio (régimen alto). A su vez, choques negativos grandes producen un mayor *pass-through* en el régimen alto que en el bajo. Este resultado tiene una implicación importante en términos de política. Si se está en una situación de estabilidad cambiaria, una depreciación cuantitativamente importante hace que rápidamente la tasa de inflación se coloque en niveles altos. De allí que, disminuir la probabilidad de ocurrencia de este tipo de evento, es relevante para mantener niveles de inflación bajos y estables. Por su parte, el hecho que en momentos de aceleración pronunciada del tipo de cambio, el *pass-through* de un choque negativo y grande sea alto (49,5% a un año) revela que, la adopción de políticas agresivas para estabilizar la tasa de depreciación, rápidamente colocaría a la inflación en una senda decreciente (véase también figura 11).

De la comparación de acuerdo al tamaño del choque (figura 12), se obtiene que el *pass-through* de choques grandes es mayor que el de choques pequeños independientemente del signo del choque. Esta diferenciación es mayor cuando se está en presencia de alta depreciación. El hecho que el *pass-through* de una gran depreciación sea ma-

yor que el de una depreciación pequeña, confirma que más empresas están dispuestas a ajustar los precios de sus bienes y servicios cuando se trata de ajustes importantes en sus costos<sup>22</sup>.

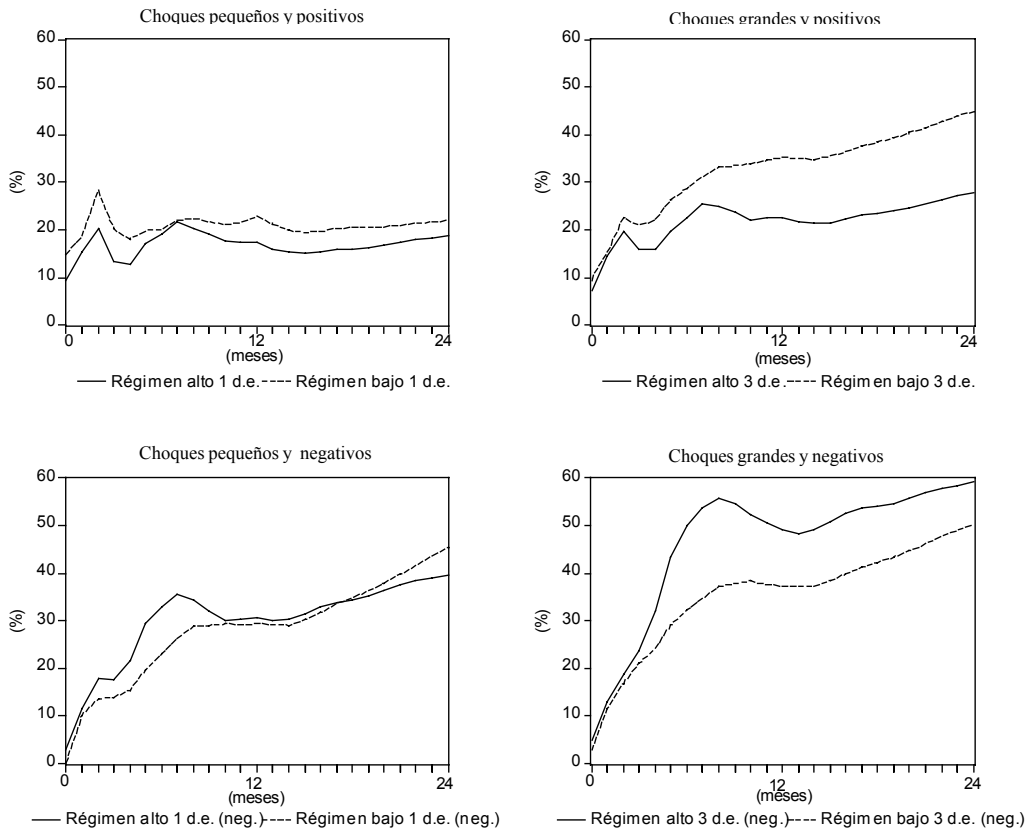


Figura 10: *Pass-through* y estado de la economía cuando el cambio de la tasa de depreciación es la variable de estado.

22 La figura C3 en el Apéndice C permite apreciar conjuntamente las diferentes asimetrías presentes cuando los cambios en la tasa de depreciación es la variable de estado.

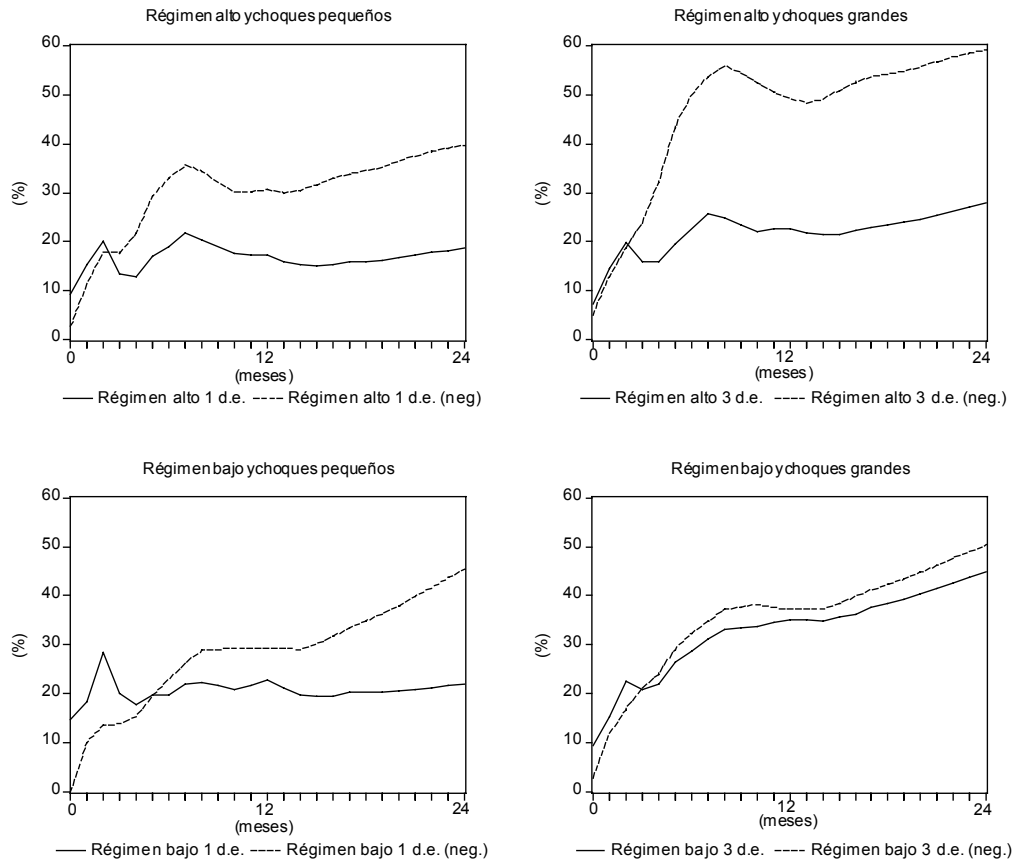


Figura 11: *Pass-through* y *signo del choque* cuando el cambio de la tasa de depreciación es la variable de estado.

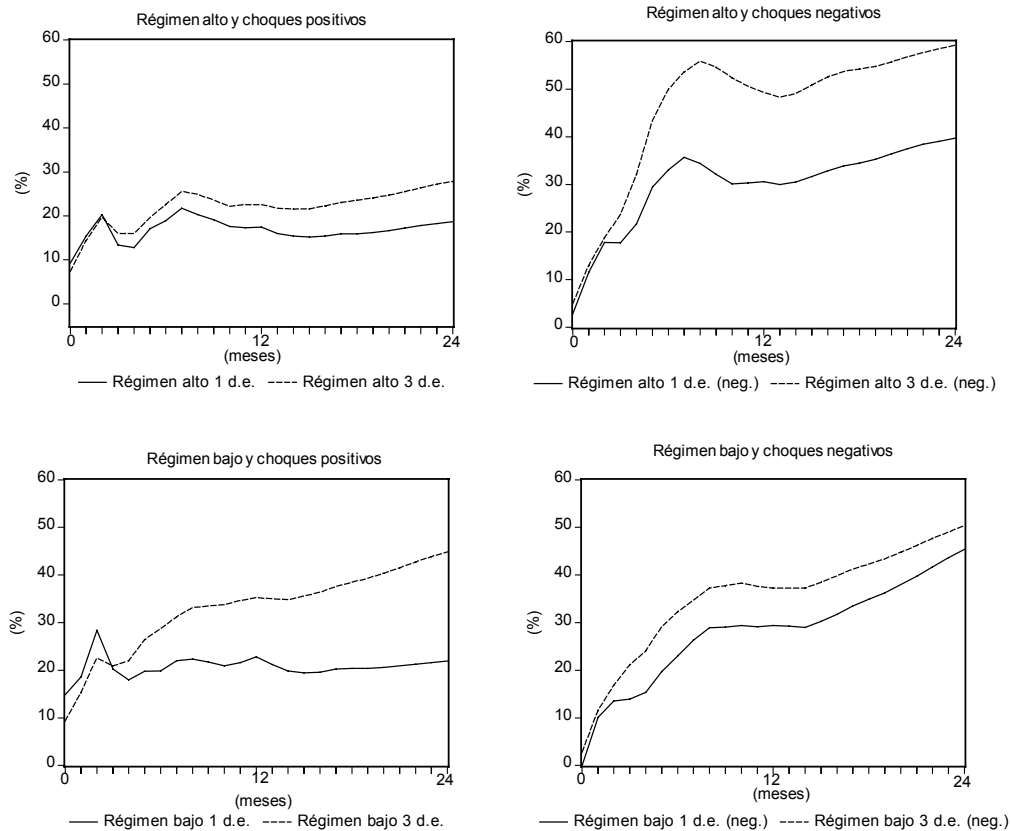


Figura 12: *Pass-through* y tamaño del choque cuando el cambio de la tasa de depreciación es la variable de estado.

## CONCLUSIONES

La evidencia para Venezuela, a través de la aplicación de un modelo logístico de transición suave, es que el *pass-through* no es sólo un fenómeno dependiente del estado o situación en la cual ocurre la depreciación sino que también depende del tamaño y signo del choque. Así, se tiene que: 1) el tamaño del *pass-through* no necesariamente tiene una asociación directamente proporcional con el tamaño del choque en la tasa de depreciación, 2) el comportamiento de las reservas internacionales y la variabilidad de la tasa de depreciación, son variables con una influencia importante en el impacto de las fluctuaciones cambiarias sobre los precios y 3) dependiendo del estado de la economía, un choque negativo en la tasa de depreciación puede tener una contribución importante en el descenso de la tasa de inflación.

Evitar pérdidas aceleradas de reservas internacionales y alzas bruscas en la tasa de depreciación, son condiciones relevantes para mantener la estabilidad de precios. En presencia de reservas relativamente estables o crecientes, el *pass-through* de un alza pequeña o grande en la tasa de depreciación tiene un impacto relativamente moderado en la tasa de inflación. En cambio, en situaciones de pérdidas importantes de reservas, un cambio positivo en la tasa de depreciación tiene un impacto de considerable importancia sobre la inflación. Esto puede estar asociado a la interpretación que los agentes económicos se formulen en torno a la naturaleza del choque. Probablemente, en una situación de pérdidas aceleradas de reservas, un cambio en la depreciación sea interpretado como un cambio permanente y, en consecuencia, el incremento de precios sea más rápido y generalizado. En cambio, en una situación de reservas crecientes un choque similar puede ser interpretado como transitorio, y por lo tanto, más agentes económicos preferirían esperar antes de ajustar los precios de sus bienes y servicios. Asimismo, en aquellos momentos de crecimiento acelerado y pronunciado del tipo de cambio, un choque negativo y

grande, tiene cierto grado de efectividad en llevar a la tasa de inflación a niveles más bajos. No obstante, un alza pronunciada de la depreciación en momentos de estabilidad cambiaria rápidamente colocaría a la inflación en una senda creciente.

El análisis de los datos de Venezuela muestra ciertas evidencias de que el *pass-through* depende del comportamiento de la tasa de inflación; sin embargo, estas no son tan fuertes como cuando el comportamiento de las reservas internacionales o las variaciones de la tasa de depreciación definen los estados de la economía. Las asimetrías con los cambios en la tasa de inflación como variable de transición se evidencian a más largo plazo y cuando se está en presencia de perturbaciones pequeñas en la tasa de depreciación. A grandes choques, el *pass-through* tiende a ser igual tanto para choques positivos como para choques negativos y para tasas de inflación creciente y decreciente.

Una vez conocido que el *pass-through* es un fenómeno asimétrico en Venezuela, es recomendable tomar este aspecto en consideración al momento de realizar predicciones de inflación de corto plazo y de diseñar políticas monetarias y cambiarias. Así también, sería de interés investigar si el papel de las reservas internacionales como estabilizadoras de precios puede ser detectado en otras economías, dada la variabilidad observada en sus reservas internacionales<sup>23</sup>.

---

23 El cuadro N° C2 resume información sobre la variación de reservas internacionales en países latinoamericanos para el período 1990:07 – 2002:12.

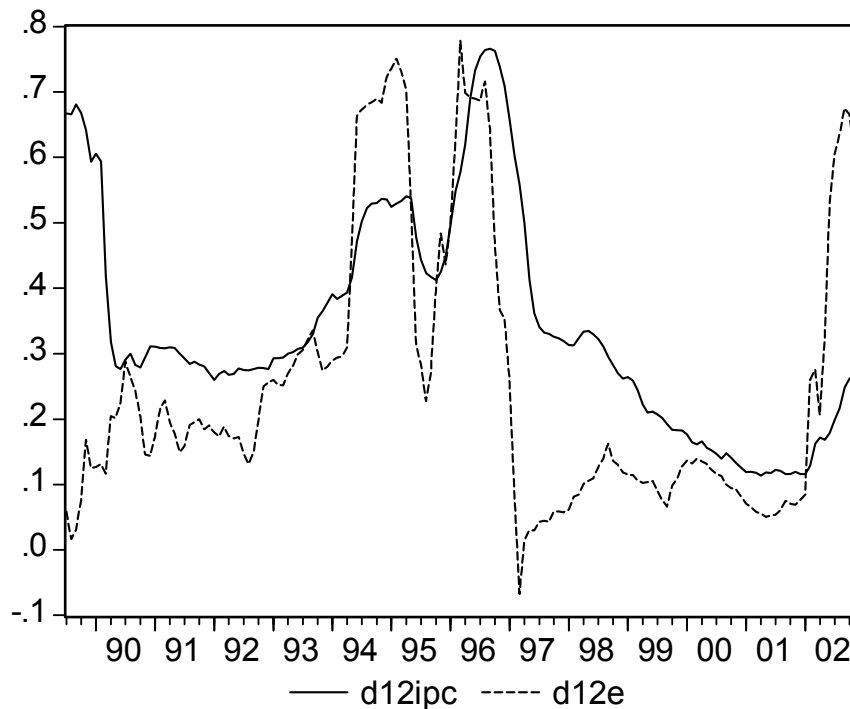
## APÉNDICE A: DATOS Y CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES

Las variables  $\pi_i^c$ ,  $\pi_i^w$  y  $de$  son construidas como las primeras diferencias de los logaritmos de los índices de precios al consumidor, de precios al mayor y de tipo de cambio promedio (Bs/US\$). Para el subperíodo de control de cambios 1994:07-1996:04, excepto para los tres primeros meses, se utilizó la tasa de cambio del mercado libre (de frontera y Brady). Para los meses en los cuales no se contó con información, se asumió una tasa de variación constante. El indicador de ciclo económico,  $y$ , se calculó como la desviación del logaritmo del PIB real no petrolero (PIBNP) mensual desestacionalizado respecto a su tendencia, obtenida a través del filtro de Hodrick-Prescott. La serie mensual del PIBNP, a su vez, se construyó a partir de la mensualización del PIBNP trimestral, para lo cual se utilizó las variaciones del índice general de actividad económica mensual (IGAEM). El indicador de apertura se mide como la proporción del comercio internacional respecto al PIBNP. En el cálculo de este indicador, además del PIBNP, se utilizó a las importaciones y exportaciones (no incluyen hierro y petróleo) valoradas a precios constantes en moneda doméstica. La serie resultante es desestacionalizada a través del método X12.

El indicador de sobrevaluación del tipo de cambio real ( $tcr$ ) se construyó como la diferencia del logaritmo del tipo de cambio real efectivo, obtenido del *International Financial Statistics* del FMI, con respecto a su tendencia Hodrick-Prescott. Como indicadores monetarios se consideró a la variación del logaritmo de los agregados monetarios M1 y M2 desestacionalizados ( $dm1\_sa$  y  $dm2\_sa$ ) y sin desestacionalizar ( $dm1$  y  $dm2$ ). Para evaluar un posible efecto de las reservas internacionales en el *pass-through* se hizo uso de tres definiciones de reservas (brutas, netas y operativas) expresadas en logaritmo ( $rib$ ,  $rin$  y  $rio$ ). Adicionalmente, para evaluar el impacto de cambios persistentes en las reservas internacionales se construyeron

12 series (desde las primeras diferencias hasta las duodécimas diferencias) para cada concepto.

Durante el período de estudio (1989:07- 2002:11), Venezuela experimentó varios cambios en su política cambiaria (flotación, control de cambios y bandas cambiarias), los cuales se encuentran recogidos en el cuadro N° A2. A fines de controlar por los impactos iniciales derivados de tales modificaciones en el régimen cambiario, se construyeron variables artificiales o *dummies*, las cuales toman valores de cero durante el mes o en el mes siguiente a la fecha de ocurrencia de tal cambio, dependiendo de qué tan próximo dicho cambio se realizó respecto al inicio o final del período en cuestión.



Nota: Inflación y depreciación son medidas como la diferencia de los logaritmos del IPC y del tipo de cambio nominal del período "t" respecto al del período "t-12".

Figura A1: Inflación y depreciación anualizada. 1989:07-2002:11.

## CUADRO N° A1

### Correlación entre inflación y depreciación mensual

Período:	Inflación del período "t" y depreciación del período "t-i", con i=0,...,3			
	-3	-2	-1	0
1989:07-2002:11	0,41	0,43	0,38	0,31
1989:07-1993:12	0,02	0,02	0,07	0,15
1994:01-1996:12	0,47	0,46	0,28	0,25
1997:01-2001:12	-0,03	-0,01	-0,03	-0,04
1997:01-2002:11	-0,05	0,24	0,42	0,11

Notas: Inflación (dipc) y depreciación (de) son medidas como las primeras diferencias del logaritmo del IPC y del tipo de cambio promedio. El test de causalidad de Granger para "dipc" y "de" indica causalidad sólo de depreciación a inflación. La información del tipo de cambio para el período de control de cambios entre julio de 1994 y abril de 1996, se corresponde a la del tipo de cambio paralelo (de frontera y Brady).

## CUADRO N° A2

### Inicio de cambios en política cambiaria

Fecha de vigencia	Tipo de política	Dummy
03/05/1994	Subastas o flotación administrada sin bandas	D9405
09/07/1994	Control de cambios	D9407
11/12/1995	Devaluación de Bs./US\$ 170,00 a Bs./US\$ 290,00	D9601
22/04/1996	Flotación	D9605
08/07/1996	Bandas cambiarias	D9607
15/02/2002	Flotación	D0202 D0203

Fuente: Gacetas Oficiales

## CUADRO N° A3

### Pruebas de raíz unitaria: Dickey-Fuller y Phillips-Perron

Variable	Variable en nivel				Variable en primeras diferencias				Valores críticos	Conclusión	
	N° de Retardos SIC	Constante	Tendencia	Estadístico	N° de Retardos SIC	Constante	Tendencia	Estadístico			
ipc	3	sí	no	-1,071	2	sí	no	-2,827	-3,473	I(1)	10%
				-1,637				-3,835	-2,880		
ipm	4	sí	no	-0,811	3	sí	no	-3,418	-3,473	I(1)	5%
									-2,880		
e	3	sí	no	-0,893	2	sí	no	-5,133	-3,473	I(1)	1%
									-2,880		
ap	0	sí	sí	-5,526					-4,018	I(0)	1%
								-3,439	-3,143		
y	2	no	no	-3,724					-2,579	I(0)	1%
								-1,942	-1,617		

Notas: ipc e ipm denotan los logaritmos del IPC e IPM de productos nacionales, respectivamente. El test de Phillips-Perron se aplicó en aquellos casos donde se detectó heterocedasticidad en la ecuación de Dickey-Fuller. Estos resultados son reportados debajo de los del test de Dickey-Fuller aumentado. El número de retardos en cada ecuación se obtuvo a través del criterio de información de Schwarz.

## APÉNDICE B ESTIMACIÓN DEL MODELO LINEAL

En la estimación del modelo lineal, se parte de un VAR en el cual se incluyen los tres primeros retardos, y los retardos 5, 7 y 12, los cuales son significativos al 10% de acuerdo a la prueba de Wald para exclusión de retardos<sup>24</sup>. Debido a la presencia de muchos coeficientes no significativos y a fines de ganar eficiencia, se procedió a eliminar los coeficientes no significativos a través de la aplicación secuencial de la prueba de razón de verosimilitud, *likelihood ratio (LR) test*, en la cual se procede a eliminar primeramente a los coeficientes menos significativos. A fines de estimación se utilizó SUR -*Seemingly Unrelated Regressions*.

Además de las variables asociadas a inicios de una determinada política cambiaria, son incluidas algunas variables artificiales específicas a cada ecuación<sup>25</sup>, a fines de controlar por algún evento extraordinario que no sea capturado muy bien por la especificación lineal. El control de errores atípicos es importante cuando se desea estimar un modelo no lineal, ya que en el caso de un proceso lineal con algunas observaciones atípicas, la prueba de linealidad que tiene como hipótesis alternativa una especificación STR tiende a rechazar a la hipótesis nula frecuentemente. Es decir, una prueba de linealidad podría reportar que el modelo es no lineal, cuando el modelo verdadero es lineal, debido a la presencia de muy pocas observaciones extremas<sup>26</sup>.

---

24 De allí que la muestra efectiva o número de observaciones en la estimación corresponda al período 1990:07 – 2002:11.

25 Estas variables *dummies* son D9212 en la ecuación de la brecha del producto, la cual toma valor de uno en el mes 12 de 1992 y cero en los demás meses del período de estudio. En la ecuación de la tasa de depreciación se incluyen D9310 y D9406. En la ecuación de variación de precios al mayor se incluye D9406 y en la ecuación para la apertura comercial se incluyen D9401 y D9304.

26 Para mayor información sobre este tópico o literatura relacionada véase, por ejemplo, Franses y van Dijk (2000).

Aun cuando la prueba de linealidad indica que el modelo lineal presenta problemas de especificación, se estimó el *pass-through* para varios períodos con fines referenciales. El *pass-through* del modelo lineal alcanza un máximo de 53,3% al octavo mes, luego observa un importante descenso, se ubica en 29,5% a un año y se estabiliza alrededor de 20% a partir del mes 17. Al comparar el *pass-through* obtenido del modelo lineal con el de los modelos no lineales, se aprecian diferencias notables. Por ejemplo, se observan sobrestimaciones importantes cuando se trata de perturbaciones positivas y pequeñas excepto en las situaciones de pérdida considerable de reservas internacionales. Por el contrario, el *pass-through* a un año del modelo lineal es menor que el obtenido para una perturbación positiva y grande, cuando se está en presencia de estabilidad cambiaria.

## APÉNDICE C

### INFORMACIÓN ADICIONAL SOBRE EL PROCESO DE ESTIMACIÓN DE LOS MODELOS NO LINEALES Y RESULTADOS

*Pruebas de diagnóstico:* En la evaluación de los residuos de cada ecuación, se aplicó la versión “F” de la prueba de autocorrelación propuesta por Eitrheim y Teräsvirta (1996). Esta prueba es una generalización de la prueba de Breusch y Pagan para modelos lineales. Adicionalmente, se aplicaron las pruebas de normalidad de Jarque-Bera y de heterocedasticidad condicionada de Engle. Ninguna de las ecuaciones de los tres modelos presentó problemas de autocorrelación al 5% para uno y seis rezagos. La ecuación de la tasa de depreciación presenta problemas de heterocedasticidad y normalidad. Adicionalmente, la prueba de Jarque-Bera revela problemas de normalidad en la ecuación para la variación de precios al consumidor en el modelo con variación de reservas internacionales como variable de transición y en la ecuación de precios al mayor en el modelo que utiliza a la variación de la tasa de inflación como variable de transición.

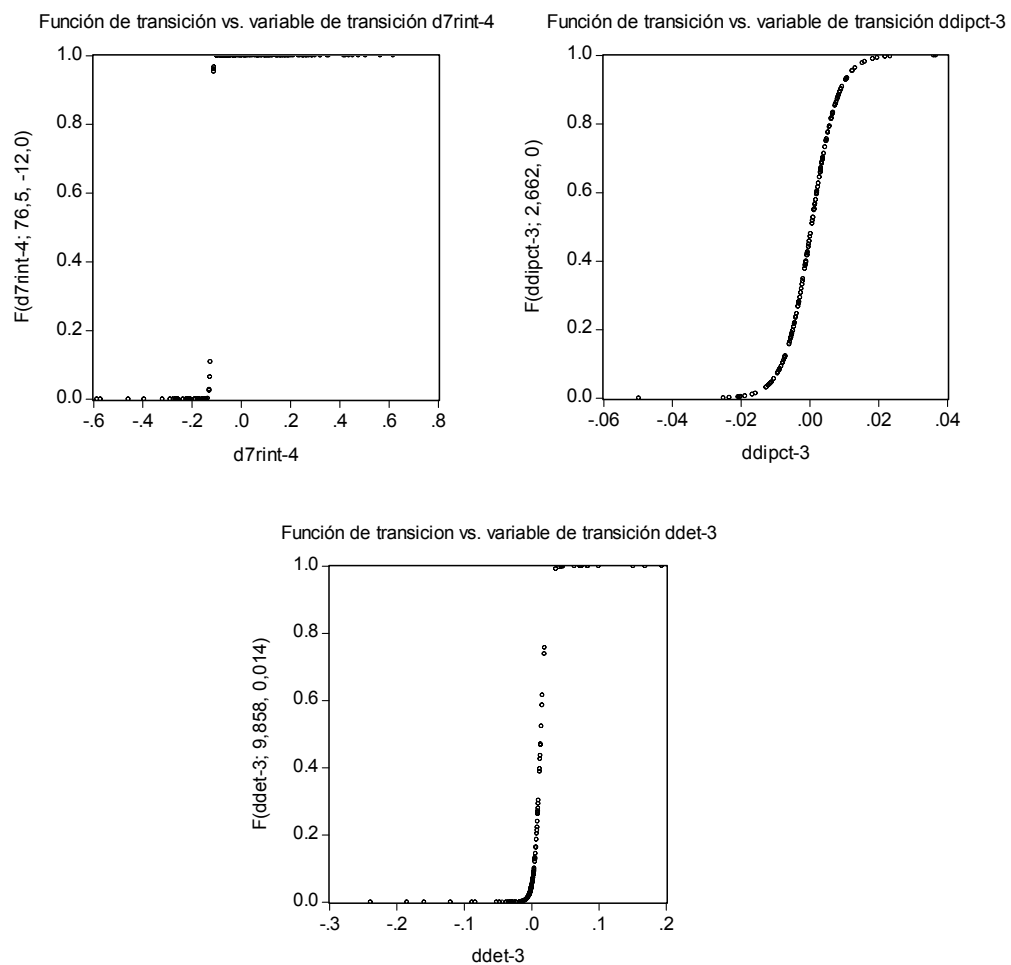
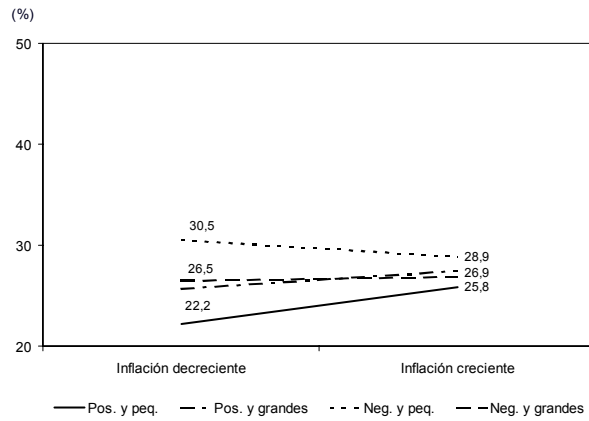


Figura C1: Funciones de transición de acuerdo a los valores observados en la variable de transición para cada uno de los tres modelos estimados.

Pass-through a un año y comportamiento de la tasa de inflación  
(de choques positivos y negativos, pequeños y grandes en la tasa de depreciación)



Pass-through a dos años y comportamiento de la tasa de inflación  
(de choques positivos y negativos, pequeños y grandes en la tasa de depreciación)

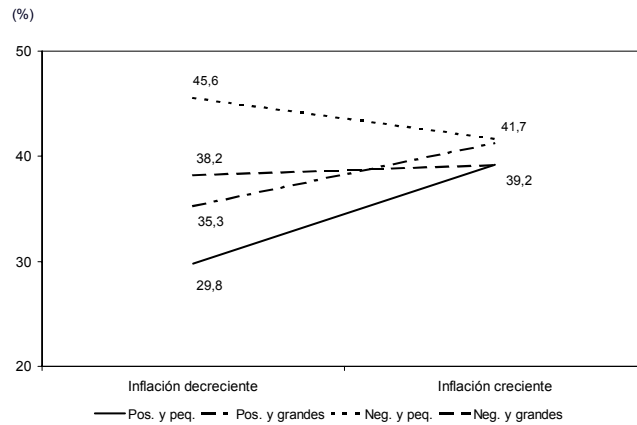
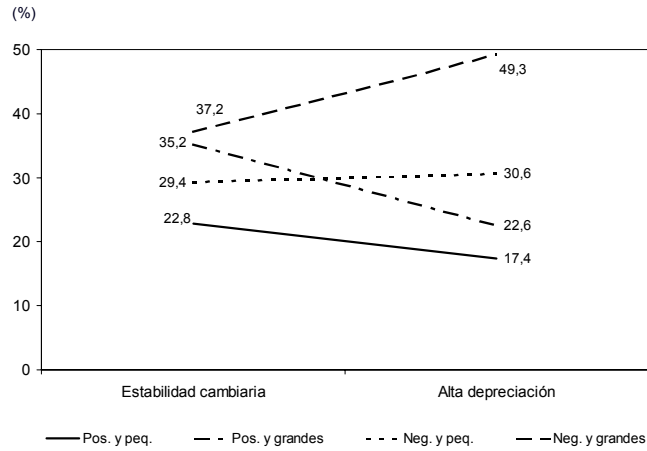


Figura C2: Asimetrías del *pass-through* con los cambios en la tasa de inflación como variable de estado.

Pass-through a un año y comportamiento de la tasa de depreciación  
(de choques positivos y negativos, pequeños y grandes en la tasa de depreciación)



Pass-through a dos años y comportamiento de la tasa de depreciación  
(de choques positivos y negativos, pequeños y grandes en la tasa de depreciación)

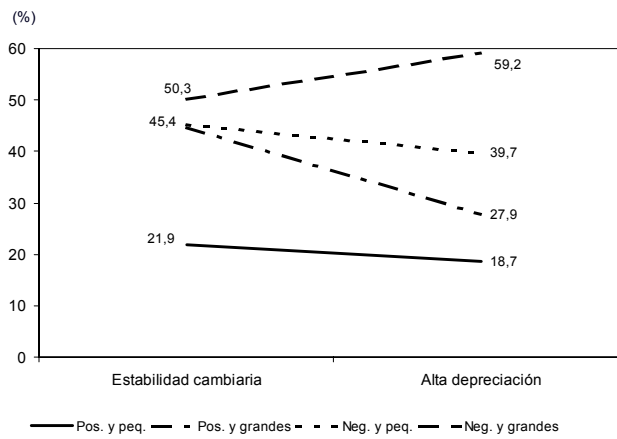


Figura C3: Asimetrías del *pass-through* con los cambios en la tasa de depreciación como variable de estado.

## CUADRO N° C1

Parámetros de transición y suavización obtenidos en la doble búsqueda (*Grid search*)

Variable de transición	Límite <sup>1/</sup>		$\hat{c}$	$\hat{\gamma}$	N° de obs.	
	Inferior	Superior			Menores que c	Iguals o superiores a c
<b>Opciones consideradas:</b>						
$d_rin_{t-4}$	-0,218	0,286	-0,117	76,5	3	112
$dde_{t-3}$	-0,025	0,019	0,014	13,0	130	19
$d\pi_{t-3}^c$	-0,011	0,009	0,001	3,5	80	69
<b>Opciones no consideradas:</b>						
$de_{t-1}$	-0,010	0,055	0,041	21,5	132	17
$dde_{t-1}$	-0,028	0,016	0,016*	0,5	134	15
$tcr_{t-4}$	-0,086	0,091	0,091*	2,0	134	15
$tcr_{t-5}$	-0,080	0,091	0,065	55,5	128	21
$tcr_{t-6}$	-0,069	0,091	0,067	7,0	129	20
$d\pi_{t-2}^w$	-0,019	0,022	0,018	54,5	128	21

Notas: 1/ Los límites reportados corresponden a los resultantes de descartar las 15 primeras y 15 últimas observaciones de la variable de transición durante el período 1990:07 - 2002:11 ordenadas de menor a mayor. “\*” Significa que en la doble búsqueda se obtuvo que el valor máximo de la función de verosimilitud correspondió a un límite del rango de búsqueda, lo cual indica que de estimarse libremente todos los parámetros del modelo no lineal muy pocas observaciones estarían ubicadas en uno de sus regímenes extremos.

## CUADRO N° C2

### Variación porcentual de las reservas internacionales menos oro (Período 1990:07-2002:12)

	Variación semestral				Variación anualizada			
	Promedio	Máx.	Mín.	Desv. estándar	Promedio	Máx.	Mín.	Desv. estándar
Argentina	11,46	178,25	-43,23	33,25	24,66	262,71	-54,23	52,71
Bolivia	13,87	224,53	-56,56	41,52	22,87	278,13	-64,51	54,54
Brasil	11,30	192,88	-49,74	34,77	22,54	259,63	-52,49	54,41
Chile	6,17	51,98	-12,89	11,71	13,69	72,71	-17,40	20,73
Colombia	4,40	37,07	-15,93	9,02	10,10	55,47	-16,24	16,28
Costa Rica	4,19	49,24	-26,54	14,98	7,99	92,12	-35,01	22,63
República Dominicana	12,39	349,19	-65,53	44,77	29,05	617,31	-71,86	77,33
Ecuador	6,76	87,32	-70,13	27,37	12,87	148,26	-64,47	37,64
El Salvador	8,90	95,01	-20,65	16,87	20,89	163,60	-30,76	29,60
Guatemala	11,08	128,51	-27,62	24,64	23,11	206,82	-26,19	40,72
Honduras	27,19	343,14	-65,46	61,62	54,98	345,74	-70,43	77,93
México	12,83	220,60	-73,43	31,21	26,05	261,58	-83,33	45,86
Panamá	10,50	135,97	-39,94	28,12	31,75	517,20	517,20	81,81
Paraguay	3,50	60,81	-40,52	22,23	7,93	113,11	113,11	35,09
Perú 1	5,61	166,70	-34,92	30,75	30,41	251,32	251,32	49,54
Uruguay	5,71	135,17	-76,26	25,19	14,72	148,16	148,16	35,80
Venezuela	5,51	112,29	-41,17	26,16	11,60	137,47	137,47	40,41

Nota: Información primaria obtenida del FMI, *International Financial Statistics*, CDR octubre 2003.

## REFERENCIAS

- BALL, L., 1999. Policy rules for open economies. In John Taylor (Ed.) Monetary Policy rules. University of Chicago Press. Chicago, 127-144.
- CAMPA, J.M., GOLDBERG, L.S., 2002. Exchange rate *pass-through* into import prices. Mimeo, Federal Reserve Bank of New York.
- CHAN, K.S., TONG H., 1986. On estimating thresholds in autoregressive models. *Journal of Time Series Analysis*, 7, 179-194.
- CHEN, S.L., WU, J.L., 2000. A re-examination of purchasing power parity in Japan and Taiwan. *Journal of Macroeconomics* 22 (2), 271-284.
- CHOUDHRI, E.U., HAKURA, D.S., 2001. Exchange rate *pass-through* to domestic prices: Does the inflationary environment matter? IMF Working Paper 01/194. Washington, International Monetary Found.
- 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.
- DORTA M., ÁLVAREZ, F., BELLO, O., 2002. Determinantes de inflación en Venezuela: un análisis macroeconómico para el período 1986-2000. Serie Documentos de Trabajo N° 37. Caracas, Banco Central de Venezuela.
- EITRHREIM, Ø., TERÄSVIRTA, T., 1996. Testing the adequacy of smooth transition autoregressive models. *Journal of Econometrics* 74, 59-75.
- 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.

- GOLDFAJN, I., VALDÉS R., 1999. The aftermath of appreciations. *Quarterly Journal of Economics* 114 (1), 229-262.
- 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.
- GRANGER, C.W.J., TERÄSVIRTA, T., 1993. Modelling nonlinear economic relationship. Oxford University Press, New York.
- GUERRA, J., PINEDA, J., 2002. Trayectoria de la política cambiaria en Venezuela. Serie Documentos de Trabajo N° 24. Caracas, Banco Central de Venezuela.
- HAUSMANN, R., PANIZZA, U., STEIN, E., 2001. Why do country float the way they float? *Journal of Development Economics* 66, 387-414.
- KOOP, G., PESARAN, M.H., POTTER, S.M., 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics* 74, 119-147.
- LUUKKONEN, R., SAIKKONEN, P., TERÄSVIRTA, T., 1988. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika* 75 (3), 491-499.
- MCCARTHY, J., 2000. Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. Mimeo, Federal Reserve Bank of New York.
- NÓBREGA S., T., 2002. La política cambiaria en Venezuela: Examen del sistema de bandas. *Nueva Economía* XI (17), 199-252.
- PALMA, P.A., 2002. La política cambiaria en Venezuela. *Nueva Economía* XI (18), 5-80.
- ROMER, D., 1993. Openness and inflation: Theory and evidence. *Quarterly Journal of Economics* CVIII (4), 869-903.

- SIMS, C., 2003. Limits to inflation targeting. Mimeo. Princeton University.
- TAYLOR, J.B., 2000. Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms. *European Economic Review* 44, 1389-1408.
- TAYLOR, M.P., PEEL D.A., 2000. Nonlinear adjustment, long-run equilibrium and exchange rate fundamentals. *Journal of International Money and Finance* 19, 33-53.
- TERÄSVIRTA, T., 1994. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association* 89 (425), 208-218.
- TERÄSVIRTA, T., ANDERSON, H.M., 1992. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models. *Journal of Applied Econometrics* 7, S119-S136.
- VAN DIJK, D., FRANSES, P.H., 1999. Modeling multiple regimes in the business cycle. *Macroeconomic Dynamics* 3 (3), 311-340.
- 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.
- WINKELRIED, D., 2003. ¿Es asimétrico el *pass-through* en el Perú?: Un análisis agregado. VIII Reunión de Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano. CEMLA.

## SERIE DOCUMENTOS DE TRABAJO

La Serie Documentos de Trabajo en versión PDF puede obtenerse en la dirección electrónica: [www.bcv.org.ve/c1/Publicaciones.asp?Codigo=2191&Operacion=2&Sec=False](http://www.bcv.org.ve/c1/Publicaciones.asp?Codigo=2191&Operacion=2&Sec=False)

Working Papers in PDF format can be downloaded of charge from: [www.bcv.org.ve/c1/Publicaciones.asp?Codigo=2191&Operacion=2&Sec=False](http://www.bcv.org.ve/c1/Publicaciones.asp?Codigo=2191&Operacion=2&Sec=False)

62. *Las asimetrías del pass-through en Venezuela* (septiembre, 2004) Omar A. Mendoza Lugo. Teléfono: (58-212) 801.88.30 Correo electrónico: [omendoza@bcv.org.ve](mailto:omendoza@bcv.org.ve)
61. *Productividad y crecimiento en Venezuela: un marco de referencia* (septiembre, 2004) Francisco J. Sáez y José Gregorio Pineda. Teléfono: (58-212) 801.58.83 Correo electrónico: [fransaez@bcv.org.ve](mailto:fransaez@bcv.org.ve)
60. *Patrones cíclicos de la economía venezolana* (julio, 2004) Francisco J. Sáez . Teléfono: (58-212) 801.58.83 Correo electrónico: [fransaez@bcv.org.ve](mailto:fransaez@bcv.org.ve)
59. *Shocks externos y fluctuaciones en una economía petrolera.* (julio, 2004) Francisco J. Sáez y Luis A. Puchi. Teléfono: (58-212) 801.58.83 Correo electrónico: [fransaez@bcv.org.ve](mailto:fransaez@bcv.org.ve)
58. *A new approach to the natural resource curse. Growth or income effects?* (julio, 2004) Reinier A. Schliesser. Teléfono: (58-212) 801.52.14 Correo electrónico: [rschlies@bcv.org.ve](mailto:rschlies@bcv.org.ve)
57. *La relación de largo plazo entre la base monetaria y niveles de precios en Venezuela* (julio, 2004) Víctor Olivo. Teléfono: (58-212) 801.53.55 Correo electrónico: [volivo@bcv.org.ve](mailto:volivo@bcv.org.ve)
56. *Sources of macroeconomic fluctuations in Venezuela* (julio, 2004) Adriana Arreaza y Miguel Dorta. Teléfonos: (58-212) 801.55.61 y 87.41 Correos electrónicos: [aarreaza@bcv.org.ve](mailto:aarreaza@bcv.org.ve) y [mdorta@bcv.org.ve](mailto:mdorta@bcv.org.ve)

55. *El papel de los bancos centrales en el desarrollo de las naciones* (mayo, 2004) Eduardo Zambrano. Teléfono: (58-212) 801.59.19 Correo electrónico: ezambran@bcv.org.ve
54. *Riesgo-país factores determinantes en el caso venezolano 1998-2000* (marzo, 2004) José Alberto García Freites. Teléfono: (58-212) 801.51.44 Correo electrónico: jogarcia@bcv.org.ve
53. *Testable implications of subjective expected utility theory* (enero, 2004) Eduardo Zambrano. Teléfono: (58-212) 801.59.19 Correo electrónico: ezambran@bcv.org.ve
52. *Intermediación crediticia y actividad económica en Venezuela* (diciembre, 2003) Antonio Jorge López Rodríguez. Teléfono: (58-212) 801.52.73, Fax: (58-212)801.83.78 Correo electrónico: ajlopez@bcv.org.ve
51. *La relación entre las tasas de interés de los instrumentos de política monetaria y las tasas del mercado financiero en Venezuela* (agosto, 2003) Miguel Dorta y José Guerra. Teléfonos: (58-212) 801.59.19/52.07/58.84/88.30 Correos electrónicos: mdorta@bcv.org.ve y jguerra@bcv.org.ve
50. *Modelo de intervención cambiaria para el caso venezolano* (septiembre, 2003) Luis E. Pedauga. Teléfono: (58-212) 801.81.61 Correo electrónico: lpedauga@bcv.org.ve
49. *Relación de corto y largo plazo entre agregados monetarios e inflación en Venezuela: algunas consideraciones empíricas* (julio, 2003) Omar A. Zambrano R. y Oswaldo E. López M. Teléfono: (58-212) 801.5762 Correos electrónicos: ozambran@bcv.org.ve y olopez@bcv.org.ve
48. *La incidencia fiscal neta en Venezuela* (agosto, 2003) Lizbeth Seijas, María Antonia Moreno, Wilfredo González. Teléfono: (58-212) 801.88.37 Correos electrónicos: liseijas@bcv.org.ve, wgonzale@bcv.org.ve
47. *Indicadores adelantados de inflación y actividad económica* (junio, 2003) Belkys Reyes, Hilda Meléndez. Teléfono: (58-212) 801.56.41, Fax: (58-212) 801.83.78 Correos electrónicos: bereyes@bcv.org.ve, hmelende@bcv.org.ve

46. *La economía venezolana en 1999-2002: política macroeconómica y resultados* (mayo, 2003) José Guerra. Teléfonos: (58-212) 801.59.19/52.07/58.84/88.30 Correo electrónico: jguerra@bcv.org.ve
45. *Inconsistency of Policies and Oil Shocks: Dynamics according to the Monetary Regime* (abril, 2003) Harold Zavarce and Luis A. Sosa. Teléfonos: (58-212) 801.58.83/55.33/56.41 Correo electrónico: hzavarce@bcv.org.ve
44. *Human Consumption Capital, Time Preference and Dynamics* (marzo, 2003) Harold Zavarce. Texas A&M University and Central Bank of Venezuela. Teléfonos: (58-212) 801.58.83/55.33/56.41 Correo electrónico: hzavarce@bcv.org.ve
43. *A small scale macroeconomic model for Venezuela* (abril, 2003) Adriana Arreaza, Enid Blanco y Miguel Dorta. Teléfonos: (58-212) 801.55.61/54.69/87.41 Correos electrónicos: aarreaza@bcv.org.ve, eblanco@bcv.org.ve, mdorta@bcv.org.ve
42. *Inconsistencia fiscal y shock petrolero: El caso de la regla cambiaria* (abril, 2003) Harold Zavarce. Teléfono: (58-212) 801.89.43 Correo electrónico: hzavarce@bcv.org.ve
41. *Taylor rules and inflation targeting do not work with systematic foreign exchange market intervention* (2003) Víctor Olivo. Teléfono: (58-212) 801.88.38 Correo electrónico: volivo@bcv.org.ve
40. *Investigating the differential impact of real interest rates and credit availability on private investment: Evidence from Venezuela* (enero, 2003) Omar A. Mendoza Lugo. Teléfono: (58-212) 801.52.22 Correo electrónico: omendoza@bcv.org.ve
39. *Factibilidad de un área monetaria para los países de la Comunidad Andina de Naciones* (enero, 2003) José G. Pineda, Julio C. Pineda. Teléfono: (58-212) 801.52.06 Correo electrónico: jpineda@bcv.org.ve
38. *Los gastos de transformación en el sistema bancario venezolano* (septiembre, 2002) Antonio Jorge López Rodríguez. Teléfono: (58-212) 801.52.73, Fax: (58-212) 801.83.78 Correo electrónico: ajlopez@bcv.org.ve

37. *Determinantes de la inflación en Venezuela: un análisis macroeconómico para el período, 1986-2000* (marzo, 2002) Miguel Dorta, Fernando Álvarez y Omar D. Bello. Teléfonos: (58-212) 801.59.19/52.07/5561, Fax: (58-212) 801.8378 Correos electrónicos: dorta@bcv.org.ve, fealvarez@bcv.org.ve, obello@bcv.org.ve
  
36. *Consideraciones metodológicas para la evaluación de la sostenibilidad y vulnerabilidad fiscal* (julio, 2002) Elizabeth Ochoa, Lizbeth Seijas y Harold Zavarce. Teléfonos: (58-212) 801.58.83/55.33/56.41 Correo electrónico: hzavarce@bcv.org.ve
  
35. *Modelo de simulación de programación financiera* (mayo, 2002) César Fleitas, María Josefa Mirabal, Elba Roo, Gustavo Sánchez. Teléfonos: (58-212) 801.5919/55.64 Correo electrónico: mmirabal@bcv.org.ve
  
34. *Mecanismos de transmisión de la política monetaria en Venezuela* (diciembre, 2001) Adriana Arreaza, Norka Ayala y María Amelia Fernández. Teléfonos: (58-212) 801.5919/55.64 Correos electrónicos: aarreaza@bcv.org.ve, nayala@bcv.org.ve, mfernand@bcv.org.ve
  
33. *Descentralización vs. Centralización: Un enfoque de riesgo moral* (enero, 2002) Norka Ayala y Elizabeth Ochoa. Teléfonos: (58-212) 801.5919/55.64 Correos electrónicos: nayala@bcv.org.ve, eochoa@bcv.org.ve
  
32. *Determinantes del spread bancario en Venezuela* (junio, 2001) Adriana Arreaza, María Amelia Fernández, María Josefa Mirabal. Teléfonos: (58-212) 801.59.19 / 52.07 / 58.84 / 88.30, Fax: (58-212) 801.83.78 Correos electrónicos: aarreaza@bcv.org.ve, mfernand@bcv.org.ve, y mmirabal@bcv.org.ve
  
31. *Estabilidad cambiaria, credibilidad y política antiinflacionaria* (julio, 2001) Julio Pineda, Manuel Toledo y Harold Zavarce. Teléfonos: (58-212) 801.58.83/55.33/56.41, Fax: (58-212) 801.33.93-861.00.48 Correos electrónicos: jpineda@bcv.org.ve, hzavarce@bcv.org.ve
  
30. *Indicador adelantado de inflación* (abril, 2001) Rubén Ibarra, Belkis Reyes y Enid Blanco. Teléfonos: (58-212) 801.57.85/56.22/56.41, Fax: (58-212) 801.33.93-861.00.48 Correo electrónico: apcuan@bcv.org.ve
  
29. *Comportamiento diario del tipo de cambio en Venezuela, (1996-1999): Algunos hechos estilizados* (2001) Manuel E. Toledo. Teléfono:(58-212) 801.55.33.

28. *La demanda de dinero en Venezuela* (agosto, 2002) Adriana Arreaza, María Amelia Fernández y David Delgado. Teléfonos: (58-212) 801.58.84/55.25 Correos electrónicos: aarreaza@bcv.org.ve, mfernand@bcv.org.ve, y david@hotmail.gm
27. *Tasas de interés y presión cambiaria: Algunas evidencias* (septiembre, 2000) Omar A. Zambrano R. Teléfono: (58-212) 801.57.62 Correo electrónico: ozambran@bcv.org.ve
26. *Persistencia inflacionaria en Venezuela: Evolución, causa e implicaciones* (julio 2000) Fernando Álvarez, Miguel Dorta y José Guerra. Teléfonos: (58-212) 801.59.19/52.07/58.84/88.30, Fax: (58-212) 801.83.78 Correos electrónicos: fealvare@bcv.org.ve, dorta@bcv.org.ve y jguerra@bcv.org.ve
25. *Fragilidad financiera en Venezuela: determinantes e indicadores* (marzo, 2002) Fernando Álvarez, Adriana Arreaza, María Amelia Fernández y María Josefa Mirabal. Teléfonos: (58-212) 801.59.19/52.07/58.84/88.30, Fax: (58-212) 801.83.78 Correos electrónicos: fealvare@bcv.org.ve, aarreaza@bcv.org.ve, mfernand@bcv.org.ve y mmirabal@bcv.org.ve
24. *Trayectoria de la política cambiaria en Venezuela* (febrero, 2002) José Guerra y Julio Pineda. Teléfono: (58-212) 801.58.83, Fax: (58-212) 801.33.93-861.00.48 Correos electrónicos: jguerra@bcv.org.ve, jpineda@bcv.org.ve
23. *La renta petrolera y el crecimiento económico de Venezuela. Análisis del período, 1913-1955* (abril, 2002) Reinier Schliesser y José Ignacio Silva. Teléfono: (58-212) 801.52.14, Fax: (58-212) 861.55.33/861.00.48 Correo electrónico: jsilva@bcv.org.ve
22. *Un indicador mensual de actividad económica (IGAEM)* (octubre, 1996) Elsy Paracare y Zany Víctor Fermín. Teléfonos: (58-212) 801.81.29/58.21, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correo electrónico: eparacar@bcv.org.ve
21. *Programación y política monetaria en Venezuela, 1989-1998* (abril, 1999) María Josefa Mirabal. Teléfono:(58-212) 801.58.83, Fax: (58-212) 801.33.93-861.00.48 Correo electrónico: mmirabal@bcv.org.ve

20. *Efectos de la inflación sobre el crecimiento económico de Venezuela* (septiembre, 1999) José Guerra y Miguel Dorta. Teléfono: (58-212) 801.52.07, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correos electrónicos: [jguerra@bcv.org.ve](mailto:jguerra@bcv.org.ve), [mdorta@bcv.org.ve](mailto:mdorta@bcv.org.ve)
19. *Inflación subyacente* (julio, 1999) Enid Blanco y Belkys Reyes. Teléfonos: (58-212) 801.56.22/56.41/5869, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correos electrónicos: [eblanco@bcv.org.ve](mailto:eblanco@bcv.org.ve), [breyes@bcv.org.ve](mailto:breyes@bcv.org.ve)
18. *La demanda de importaciones por sectores y destino económico* (agosto, 1998) Virginia Cartaya, Elsy Paracare y Rosana Zerpa. Teléfono: (58-212) 801.55.25, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correos electrónicos: [rzerpa@bcv.org.ve](mailto:rzerpa@bcv.org.ve), [eparacar@bcv.org.ve](mailto:eparacar@bcv.org.ve)
17. *Alternativas antiinflacionarias con referencia a los objetivos de inflación* (enero, 1999) José Guerra. Teléfono: (58-212) 801.52.07, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correo electrónico: [jguerra@bcv.org.ve](mailto:jguerra@bcv.org.ve)
16. *Determinación del núcleo inflacionista e inflación subyacente a través de una desagregación del IPC* (marzo, 1999) Virginia Cartaya y Zany Fermín. Teléfono:(58-212) 801.58.21 Correo electrónico: [zfermin@bcv.org.ve](mailto:zfermin@bcv.org.ve)
15. *Crisis cambiarias y flujos de capital en Venezuela* (diciembre, 1998) José Guerra y Oswaldo Rodríguez. Teléfono:(58-212) 801.52.07, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correo electrónico: [jguerra@bcv.org.ve](mailto:jguerra@bcv.org.ve)
14. *La evolución de la pobreza en Venezuela* (junio, 1998) José Ignacio Silva y Reinier Schliesser. Teléfonos: (58-212) 801.55.64-55.33, Fax: (58-212) 861.55.33 Correo electrónico: [jsilva@bcv.org.ve](mailto:jsilva@bcv.org.ve)
13. Modelos de series de tiempo para predecir la inflación en Venezuela José Guerra, Gustavo Sánchez y Belkis Reyes. Teléfono: (58-212) 801.52.07, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48.
12. *Política de intervención y formación de expectativas en el mercado cambiario* (diciembre, 1997) Rosana Zerpa, Fernando Álvarez, Hermes Pérez, Francisco Sáez y Régulo Sardi. Teléfono: (58-212) 801.58.23, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correos electrónicos: [rzerpa@bcv.org.ve](mailto:rzerpa@bcv.org.ve), [fealvare@bcv.org.ve](mailto:fealvare@bcv.org.ve), [fransaez@bcv.org.ve](mailto:fransaez@bcv.org.ve), [hperez@bcv.org.ve](mailto:hperez@bcv.org.ve), [rsardi@bcv.org.ve](mailto:rsardi@bcv.org.ve)

11. *Credibilidad y persistencia de la inflación en Venezuela* (julio, 1997) Miguel Dorta, José Guerra y Gustavo Sánchez. Teléfono: (58-212) 801.52.07, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correos electrónicos: mdorta@bcv.org.ve, jguerra@bcv.org.ve
10. *Sobre la evolución y los determinantes de la pobreza en Venezuela* (julio, 1997) José Ignacio Silva y Reinier A. Schliesser R. Teléfonos: (58-212) 801.55.64/55.33, Fax: (58-212) 861.55.33 Correo electrónico: jsilva@bcv.org.ve
9. *El fondo de rescate de la deuda: ¿una estrategia de estabilización macroeconómica? Análisis crítico del caso Venezuela* (julio, 1997) Reinier A. Schliesser R. Teléfono: (58-212) 801.55.33, Fax: (58-212) 861.55.33.
8. *El papel de la estructura financiera en la transmisión de la política monetaria* (septiembre, 1997) Edgar Rojas, Pedro César Rodríguez. Teléfono: (58-212) 801.57.62, Fax: (58-212) 861.00.48 Correos electrónicos: edrojas@bcv.org.ve, prodrigu@bcv.org.ve
7. *Análisis comparativo del régimen laboral derogado y vigente* (julio, 1997) María Fernanda Hernández. Teléfono: (58-212) 801.55.64, Fax: (58-212) 861.00.48 Correo electrónico: mhermand@bcv.org.ve
6. *Demanda de dinero mensual* (septiembre, 1997) Virginia Cartaya, Elba Roo y Gustavo Sánchez. Teléfono: (58-212) 801.55.25, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48.
5. *Relación de precios al mayor y detal: su contribución a explicar la dinámica del proceso inflacionario en Venezuela* (abril, 1997) José Ignacio Silva. Teléfono: (58-212) 801.55.64, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correo electrónico: jsilva@bcv.org.ve
4. *Un modelo del mercado laboral venezolano* (julio, 1996) Edgar Loyo. Teléfono: (58-212) 801.52.14, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correo electrónico: eloyo@bcv.org.ve
3. *El mecanismo de transmisión de la política monetaria en Venezuela* (diciembre, 1996) José Guerra, Pedro César Rodríguez y Gustavo Sánchez. Teléfono: (58-212) 801.52.07, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correos electrónicos: jguerra@bvc.org.ve, prodrigu@bcv.org.ve

2. *El nivel óptimo de reservas internacionales* (agosto, 1996) Enid Blanco y Alexi Córdoba. Teléfono: (58-212) 801.81.29, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correos electrónicos: eblanco@bcv.org.ve, acordoba@bcv.org.ve
1. *Un indicador monetario adelantado de la actividad económica* (octubre, 1996) Rosana Zerpa. Teléfono: (58-212) 801.58.23, Fax: (58-212) 801.33.93/861.00.48 Correo electrónico: rzerpa@bcv.org.ve

Este N° 62 de la serie Documentos de Trabajo, en edición de 25 ejemplares, se terminó de imprimir en los Talleres de impresión del BCV, durante el mes de noviembre de dos mil cuatro.