



BANCO DE GUATEMALA

Documentos de Trabajo

CENTRAL BANK OF GUATEMALA

Working Papers

No.101

**EL PASS-THROUGH EN GUATEMALA:
EVIDENCIAS A TRAVÉS DE UN MODELO
REGRESIVO CON TRANSICIÓN SUAVE**

Año 2007

Autores:

Eddy R. Carpio Sam*

Omar A. Mendoza Lugo**

*Departamento de Estudios Económicos, Banco de Guatemala
**Oficina de Investigaciones Económicas, Banco Central de Venezuela





BANCO DE GUATEMALA

La serie de Documentos de Trabajo del Banco de Guatemala es una publicación que divulga los trabajos de investigación económica realizados por el personal del Banco Central o por personas ajenas a la institución, bajo encargo de la misma. El propósito de esta serie de documentos es aportar investigación técnica sobre temas relevantes, tratando de presentar nuevos puntos de vista que sirvan de análisis y discusión. Los Documentos de Trabajo contienen conclusiones de carácter preliminar, las cuales están sujetas a modificación, de conformidad con el intercambio de ideas y de la retroalimentación que reciban los autores.

La publicación de Documentos de Trabajo no está sujeta a la aprobación previa de los miembros de la Junta Monetaria del Banco de Guatemala. Por lo tanto, la metodología, el análisis y las conclusiones que dichos documentos contengan son de exclusiva responsabilidad de sus autores y no necesariamente representan la opinión del Banco de Guatemala o de las autoridades de la institución.

*****©*****

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is a publication that contains economic research documents produced by the Central Bank staff or by external researchers, upon the Bank's request. The publication's purpose is to provide technical economic research about relevant topics, trying to present new points of view that can be used for analysis and discussion. Such working papers contain preliminary conclusions, which are subject to being modified according to the exchange of ideas, and to feedback provided to the authors.

The Central Bank of Guatemala Working Papers Series is not subject to previous approval by the Central Bank Board. Therefore, their methodologies, analysis and conclusions are of exclusive responsibility of their authors, and do not necessarily represent the opinion of either the Central Bank or its authorities.

El pass-through en Guatemala: Evidencias a través de un modelo regresivo con transición suave¹

Eddy R. Carpio Sam *
Omar A. Mendoza Lugo **

Resumen

En este trabajo se investiga si el efecto traspaso de tipo de cambio nominal a precios al consumidor, *pass-through*, es no lineal o asimétrico en Guatemala. Para este propósito se hace uso de un vector autorregresivo con transición suave logística, aplicado a datos mensuales para el período 1995:02-2006:06. Principalmente, se encuentra que la variación de las reservas internacionales describe los regímenes o estados y que choques o perturbaciones positivas y negativas en el tipo de cambio nominal tienen impactos diferentes en los precios al consumidor. Esto es: los precios responden más a perturbaciones positivas que a perturbaciones negativas del mismo tamaño.

Abstract

In this paper, we investigate whether the exchange rate pass-through into domestic consumer prices is asymmetric in Guatemala. For this purpose it is used a logistic smooth transition vector autoregressive model (LSTVAR) with data for the period 1995:02-2006:06. Mainly, it is found that the

rate of variation of international reserves describes the regimes or states and positive and negative shocks to the nominal exchange rate have different impacts on the consumer price index. This is: prices are relatively more responsive to positive shocks than to negative shocks of the same size.

Introducción

En los últimos años, la principal discusión sobre políticas para combatir el fenómeno inflacionario ha girado en torno a la idea de si los bancos centrales deben adoptar un esquema de metas explícitas de inflación y tener políticas consistentes con dicho objetivo. La adopción del referido esquema exige al banco central contar con herramientas apropiadas de análisis que permitan establecer los determinantes de la inflación y su evolución futura. Si se partiera del supuesto de que la inflación en el largo plazo es un fenómeno monetario, las autoridades económicas deben establecer políticas monetarias y fiscales disciplinadas. No obstante, en el corto plazo deben considerarse otros efectos, como los incrementos salariales, *shocks* de carácter externo y variaciones nominales en el tipo de cambio.

Considerando el contexto anterior, el presente trabajo tiene como propósito investigar el efecto de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal en el comportamiento de los precios en Guatemala. Este efecto se conoce en la literatura económica como efecto transferencia, efecto traspaso o *pass-through* del tipo de cambio. Específicamente, se investiga si el efecto transferencia es no lineal o asimétrico, lo cual no ha sido investigado aún con datos para Guatemala. A este

¹ Los autores son entera y exclusivamente responsables por sus opiniones, las cuales no necesariamente coinciden con la posición oficial del Banco de Guatemala. Se agradece a Luis Pedraza, de la Oficina de Investigaciones Económicas del Banco Central de Venezuela, su excelente asistencia en esta investigación. Diciembre de 2006.

* Investigador del Departamento de Estudios Económicos del Banco de Guatemala: ercs@banguat.gob.gt

** Investigador de Economía, Oficina de Investigaciones Económicas del Banco Central de Venezuela, y Coordinador del Proyecto de Pass-through para países latinoamericanos, promovido por medio del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos (CEMLA): omendoza@bcv.org.ve

respecto es importante destacar que estudios realizados por Taylor (2000), Goldfajn y Werlang (2001), Mendoza (2004), entre otros, muestran que el *pass-through* es un fenómeno no lineal o fuertemente dependiente del estado de la economía imperante al momento de la ocurrencia de la depreciación en el tipo de cambio. De allí que, si la no linealidad es ignorada, se podría estar omitiendo información relevante en el diseño, ejecución y seguimiento de las políticas económicas, especialmente, de las políticas monetaria y cambiaria.

Por consiguiente, resulta relevante conocer cuáles factores o variables macroeconómicas influyen en el efecto transferencia o *pass-through*; por ejemplo: si el efecto transferencia difiere dependiendo del ciclo de la economía, del comportamiento de los agregados monetarios, de cuánto se esté acumulando o desacumulando de reservas internacionales, de si existe o no una importante apreciación real, del comportamiento de los precios del petróleo, entre otros. Cuando el efecto transferencia depende del estado de la economía o del comportamiento de una o varias variables económicas se dice que es un fenómeno estado-dependiente (Mendoza 2004) y que existen asimetrías de estado.

Adicionalmente, es relevante investigar si el impacto de *shocks* o perturbaciones en el tipo de cambio nominal depende del tamaño de la perturbación (asimetrías de magnitud). Es decir, si perturbaciones pequeñas y grandes tienen efectos diferenciados sobre el nivel de precios de la economía. Igualmente, es importante conocer los efectos que tienen en los precios una depreciación o una apreciación nominal del tipo de cambio. Esto es, podría ser que el efecto transferencia de un choque positivo (depreciación nominal) en el tipo de cambio sea mayor que el efecto transferencia de un choque negativo (apreciación nominal), lo cual podría ocurrir en economías que presenten un importante grado de rigidez o inflexibilidad de los precios a la baja. El estudio de este último tipo de asimetría, conocida como asimetría de signo o de dirección, resulta relevante para la economía guatemalteca, en la cual se observa que el comportamiento de los precios pareciera no estar asociado al comportamiento del tipo de cambio en períodos de apreciaciones nominales; lo cual podría estar indicando un menor *pass-through* que en períodos de depreciaciones nominales. Si en momentos de apreciación nominal el *pass-through* es inferior que el que se produce en momentos de depreciación nominal, entonces el *pass-through* sería asimétrico o no lineal en Guatemala.

A efecto de investigar las asimetrías del *pass-through* en Guatemala se propone un vector autorregresivo con transición

suave logística, el cual ha sido utilizado en estudios similares para Venezuela (Mendoza, 2004; así como Mendoza y Pedauga, 2006) y para el Perú (Winkelried, 2003). Se pretende que este trabajo no sólo contribuya a la comprensión del *pass-through* en Guatemala, sino que también contribuya a la comprensión del *pass-through* y sus complejidades en un contexto más amplio como lo son los países latinoamericanos. De allí que se aplique una metodología similar a la utilizada en estudios previos realizados para países de la región.

Estructura del presente trabajo. El primer apartado incluye una breve descripción del comportamiento de la inflación y del tipo de cambio nominal en el período enero de 1991 a junio de 2006. En el segundo se analizan los efectos de las depreciaciones nominales del tipo de cambio en el nivel general de precios, resultado de la estimación del modelo lineal. El tercer apartado presenta la estimación del modelo no lineal, comentando las propiedades de las variables de transición utilizadas en dicha estimación; en el cuarto se determinan las asimetrías del *pass-through* para Guatemala partiendo de la estimación no lineal; el quinto apartado contiene algunas conclusiones.

I. Inflación y tipo de cambio en Guatemala

La economía guatemalteca inició la última década del siglo XX sumergida en importantes desequilibrios macroeconómicos. Estos desequilibrios se hicieron evidentes, en 1990, a través de una depreciación del signo monetario² de aproximadamente 50%, altas tasas de interés y déficit fiscal, agotamiento de las reservas monetarias internacionales y de una tasa de inflación de 60%, la más alta en la historia del país.

A partir de 1991 se inicia una serie de medidas de estabilización y de ajuste estructural que buscaban una mayor eficiencia económica mediante la implementación de acciones orientadas a controlar la inflación, a fortalecer la balanza de pagos y a buscar la creación de las condiciones que permitieran lograr una tasa de crecimiento económico sostenible. Para ello se planteó la necesidad de efectuar una serie de reformas estructurales en las áreas comercial, financiera, de administración pública, de política monetaria y fiscal, entre otras.

En ese contexto, a partir de 1991, la autoridad monetaria emprendió acciones que eliminaron las fuentes de emisión

² A partir de noviembre de 1989 el tipo de cambio deja de ser fijo respecto del dólar estadounidense y empieza a fluctuar en el mercado cambiario.

monetaria sin respaldo (de origen interno) y adoptó la utilización de instrumentos de regulación monetaria orientados al mercado (operaciones de mercado abierto) para neutralizar los excedentes de liquidez en la economía y reorientó su objetivo de política monetaria al cumplimiento de una meta específica de inflación. Como resultado de los esfuerzos de estabilización monetaria realizados durante la década de los noventa, la tasa de inflación se ubicó, en promedio, en alrededor de 9.5%, mientras que la moneda registró una depreciación, en promedio, de aproximadamente 6.0%.

En la presente década, el objetivo fundamental de la política monetaria ha sido propiciar la estabilidad en el nivel general de precios, con la convicción que esa es la mejor contribución que dicha política puede hacer al logro de un crecimiento sostenible de la producción y del empleo y, por ende, al desarrollo ordenado de la economía nacional. Complementariamente y sin poner en riesgo el objetivo fundamental, se ha moderado la volatilidad de los mercados de dinero y cambiario.

Con el propósito de comprometer la política monetaria al cumplimiento del objetivo de estabilidad en el nivel general de precios y eliminar el establecimiento de objetivos múltiples (tasa de interés y tipo de cambio) para la política monetaria, la nueva ley del Banco Central, artículo 3, establece que el objetivo fundamental del Banco de Guatemala es “contribuir a la creación y mantenimiento de las condiciones más favorables al desarrollo ordenado de la economía nacional, para lo cual, propiciará las condiciones monetarias, cambiarias y crediticias que promuevan la estabilidad en el nivel general de precios”.

En el contexto descrito, en el cual han sido relevantes las acciones coordinadas con la política fiscal, la gestión de la política monetaria, cambiaria y crediticia se concentró en reestablecer la confianza en la moneda nacional y fortalecer el sistema financiero nacional. Asimismo, se propuso el adecuado comportamiento de las principales variables macroeconómicas, particularmente, de la estabilidad en las tasas de interés y del tipo de cambio nominal, con el fin de lograr el cumplimiento de su objetivo fundamental, como lo es la estabilidad en el nivel general de precios. Conviene indicar que los resultados en materia de estabilidad macroeconómica fueron satisfactorios y se materializaron en el cumplimiento de la meta de inflación y en la estabilidad tanto del tipo de cambio como de la tasa de interés. En efecto, la inflación en el período 2000 - 2005 se redujo a un promedio de alrededor

de 7.3% y el tipo de cambio registró una depreciación en promedio de 0.6%, aspectos que denotan el compromiso del banco central por el mantenimiento de la estabilidad del nivel general de precios.

No obstante estos aspectos positivos, 2004 se caracterizó por la existencia de varios eventos adversos para la efectividad de la política monetaria, de los cuales el principal fue el comportamiento al alza de los precios internacionales del petróleo y de otras materias primas, que influyó de manera importante para que la inflación importada registrada en el período fuera mayor a la observada en los últimos tres años. En el contexto descrito, el impacto de la inflación importada —derivada del *shock* de los precios internacionales del petróleo— fue determinante para que la inflación haya registrado un comportamiento al alza durante el transcurso de 2004 y haya extendido sus efectos durante 2005.³

En ese sentido la apreciación del tipo de cambio se asocia a la influencia de varios factores que se han presentado simultáneamente, entre los que destacan: la estacionalidad de la variable; el continuo aumento de los ingresos de divisas por remesas familiares; el incremento de flujos de capital privado para inversiones; los pagos en el mercado doméstico de Bonos del Tesoro expresados en moneda extranjera por parte del Gobierno central; y las expectativas por parte de los agentes económicos que exacerbaban la referida apreciación.

En el contexto descrito, para formular conclusiones de política monetaria, es preciso determinar si el aumento en la oferta de divisas es un fenómeno temporal o permanente. En este sentido, las observaciones de la información primaria no son concluyentes pues, por ejemplo, mientras el incremento de divisas —por causa de las remesas familiares— puede considerarse como un evento de mediano plazo, el incremento en la oferta causado por el flujo de capital —debido a la existencia de un diferencial positivo en los rendimientos— puede considerarse como de corto plazo.⁴ Sin embargo, un

³ Para un análisis exhaustivo sobre política monetaria y estabilidad económica en Guatemala, véase, por ejemplo, Edwards y Vergara (2004).

⁴ Una discusión completa sobre las causas de la apreciación cambiaria y las opciones de política en presencia de un acelerado proceso de debilitamiento del dólar respecto de la moneda nacional, se encuentra en “Informe de política monetaria a junio de 2004”. Banco de Guatemala. Dictamen CT-2/2004, de julio de 2004 y en “Consideraciones sobre la coyuntura de la política monetaria, los flujos de capital y el comportamiento del tipo de cambio nominal”. Memorandum CT- 1/2004, del 17 de agosto de 2004. Ambos documentos se encuentran en el sitio web del Banco de Guatemala.

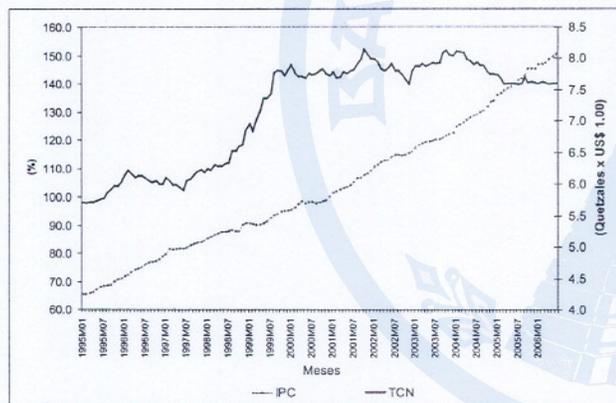
estudio⁵ realizado sobre la naturaleza de los flujos de capital evidencia que los mismos son de carácter temporal, aspecto que sugiere que las acciones, que en materia cambiaria se tomaron a esa fecha,⁶ fueron en la dirección correcta.

En la gráfica 1 se muestra la evolución del tipo de cambio nominal (quetzales x US\$1.00) y del índice de precios al consumidor (IPC) durante el período de estudio. Se observa que, en períodos de apreciaciones nominales de la moneda o de caídas en el tipo de cambio nominal (TCN), el comportamiento del índice de precios no sigue al experimentado por el tipo de cambio, lo cual estaría evidenciando presencia de rigidez de precios a la baja en Guatemala.

Gráfica 1

TIPO DE CAMBIO NOMINAL E ÍNDICE DE PRECIOS AL CONSUMIDOR EN GUATEMALA

PERÍODO: 1995:01-2006:06



⁵ Un análisis profundo sobre los determinantes de los flujos de capital se encuentra en "Política Monetaria, Cambiaria y Crediticia: Evaluación a noviembre de 2004 y propuesta para 2005, Anexo 1". Banco de Guatemala. Dictamen CT-4/2004 de diciembre de 2004. Documento disponible en la página Web del Banco de Guatemala.

⁶ Las cuales han sido: eliminación de CDPs a 28 días-plazo como tasa líder de política (y reducción del cupo); coordinación en colocaciones con el MFP; autorización CDPs en US\$ dólares; compra de US\$ dólares para moderar volatilidad (intervención esterilizada). Esto último ha permitido realizar compras de divisas en el mercado para el pago anticipado de la deuda externa del Banco de Guatemala, así como realizar compras anticipadas de divisas para atender el pago de la deuda externa del Gobierno central programada para el resto de 2004 y para 2005.

II. Estimación del *pass-through* para Guatemala a través de un modelo lineal

Hasta ahora las estimaciones del *pass-through* en Guatemala se han realizado a través de modelos lineales, los cuales asumen un comportamiento simétrico en el mismo. Si el *pass-through* es no lineal, se estaría incurriendo en problemas de especificación que limitan la comprensión de dicho fenómeno. No obstante, la mejor especificación posible de un modelo lineal es básico para proceder a la estimación de un modelo no lineal del tipo regresivo con transición suave para la inflación y sus determinantes que, a su vez, sirva para estimar el *pass-through* del tipo de cambio a precios bajo diferentes circunstancias económicas, tamaño y dirección de las perturbaciones sobre la tasa de depreciación nominal.⁷

A los fines de especificar el modelo lineal para la inflación en Guatemala, se utilizó un Vector Autorregresivo (VAR) simétrico⁸ conformado por cuatro variables, las cuales

⁷ Para estudiar la no linealidad del efecto traspaso de tipo de cambio a precios, bajo el supuesto de que si la misma existe es capturada a través de un modelo regresivo con transición suave, es necesario estimar primeramente un modelo lineal. Este modelo lineal se estima con las técnicas econométricas existentes para modelos lineales. Posteriormente, el modelo lineal se utiliza para realizar las pruebas de linealidad que tiene como alternativa una especificación regresiva con transición suave (Luukkonen, Saikkonen y Teräsvirta, 1988; Granger y Teräsvirta, 1993, entre otros). Si la prueba de linealidad es rechazada se procede a la estimación del modelo no lineal. A su vez, una estimación del coeficiente de traspaso, a través del modelo lineal, es interpretada como un promedio entre los diferentes regímenes que puedan estar presentes de manera simultánea o alternativa en una economía.

⁸ En los estudios realizados para Venezuela (Mendoza, 2004; y Mendoza y Pedraza, 2006) se parte de un VAR lineal restringido en coeficientes (Subset VAR) mediante la aplicación de una prueba secuencial de razón de verosimilitud. En presencia de muestras pequeñas, el uso de los Subset VAR permite aumentar los grados de libertad en la aplicación de pruebas de linealidad o en la estimación de los modelos no lineales, los cuales son una extensión de una especificación lineal. A su vez, permite considerar aquellos casos en los cuales las variables económicas no son explicadas por los retardos inmediatos de otras variables, sino que ello ocurre a mayores retardos. No obstante, ellos tienen la desventaja que en el proceso de eliminación de coeficientes se puede perder información útil. En el caso de Guatemala se prefirió usar un VAR simétrico lineal debido a que todos los coeficientes de la variación del tipo de cambio en la inflación se eliminaban al utilizar este procedimiento. Posterior a la estimación del modelo no lineal, se eliminan los coeficientes no significativos a fin de aliviar el proceso de estimación.

son: inflación mensual anualizada (π^{12}), variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal (Δe^{12}), desalineamiento o desequilibrio del tipo de cambio real (tc_r^{gap}) y el ciclo económico (y^{gap}). El modelo se estima con datos para el período febrero de 1995 a junio de 2006, utilizando cuatro rezagos (por lo tanto la muestra efectiva se reduce al período comprendido entre junio de 1995 y junio de 2006). El número de retardos en el VAR se seleccionó de acuerdo con el criterio de información de Akaike para la selección del rezago óptimo. Los mismos resultan significativos al 10% de acuerdo a la prueba de Wald para exclusión de rezagos.⁹

Inflación mensual anualizada. En un esquema de metas explícitas de inflación, el crecimiento de los precios internos depende, por un lado, de la postura de la política monetaria y, por otro, de las expectativas de inflación de los agentes económicos. Cuando ocurre una perturbación en el tipo de cambio nominal (por ejemplo: una depreciación), en el corto plazo se puede observar un incremento en la inflación; no obstante, en el largo plazo, si la meta de inflación fijada por el banco central es creíble, la inflación tenderá a ubicarse nuevamente alrededor de la misma. Lo anterior implicaría que existe una retroalimentación entre la inflación y el tipo de cambio nominal, ya que la meta de inflación definida por la autoridad monetaria, cuando es creíble, ayuda a moderar las expectativas de depreciación de los agentes económicos y, consiguientemente, a disminuir el grado de traspaso, manteniendo una inflación estable ante variaciones en el tipo de cambio nominal.

A partir de la serie del Índice de Precios al Consumidor (IPC base diciembre 2000 = 100) se calculó la variación relativa mensual ($\pi = ([ipc_t - ipc_{t-1}] / ipc_{t-1})$) para luego anualizarla ($\pi^{12} = (1 + \pi)^{12} - 1$).

Variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal. La variación mensual del tipo de cambio podría ser una variable importante en explicar el comportamiento de la inflación, ya que muchos productos, dedicados al consumo, son importados o utilizan materias primas importadas. No obstante, en presencia de costos de menú e información imperfecta, no necesariamente todo el incremento en costos se traduce en incrementos de precios. Ante variaciones

frecuentes en el tipo de cambio nominal, los importadores de bienes y servicios podrían ser más cautelosos en el establecimiento de sus precios en moneda doméstica, debido a la presencia de costos de menú. De allí que no necesariamente el traspaso de una fluctuación del tipo de cambio se traduzca en un incremento similar en los precios, al menos en el corto plazo.

Utilizando el tipo de cambio nominal (quetzales x US\$1.00) promedio ponderado compra-venta del último día del mes observado en mercado cambiario, se calculó la variación relativa mensual ($\Delta e = ([tcn_t - tcn_{t-1}] / tcn_{t-1})$) para luego anualizarla ($\Delta^{12} = (1 + \Delta e)^{12} - 1$).

Desalineación del tipo de cambio efectivo real. La desalineación del tipo de cambio real puede potencialmente afectar la magnitud del coeficiente de traspaso, estudios recientes¹⁰ han demostrado que la sobrevaloración del tipo de cambio real es un determinante importante de futuras depreciaciones, las cuales no necesariamente se traducen en incrementos de la inflación, siempre y cuando esta sobrevaloración se corrija con un cambio en los precios relativos de los bienes transables - no transables.

Tomando los datos del Índice del Tipo de Cambio Efectivo Real (ITCER) se aplicó el Filtro de Hodrick-Prescott para obtener la tendencia de la serie, la cual representa su nivel de equilibrio de largo plazo, luego se obtuvo la diferencia entre la serie original y su tendencia, como proporción de esta última ($tc_r^{gap} = [itcer - itcer_{hp}] / itcer_{hp}$), para determinar el grado de desalineación del tipo de cambio real.

Brecha del Producto Interno Bruto. Incluir esta variable ayuda a determinar la facilidad que las empresas tienen para trasladar los incrementos en sus costos a los precios finales, dado que —ante períodos de expansión económica— las firmas trasladan fácilmente esos costos a los precios de venta, mientras que en períodos de recesión las firmas no ajustan sus precios proporcionalmente a los incrementos en sus costos, por lo que el coeficiente de traspaso es menor.

Una aproximación del ciclo económico se obtuvo aplicando el Filtro Hodrick-Prescott a la serie del Índice Mensual de la Actividad Económica (IMAE)¹¹ para extraer su tendencia de largo plazo, para luego obtener la diferencia entre la serie

⁹ El uso de cuatro retardos también es sugerido por el criterio FPE (*First Principle Error*) y por la prueba de verosimilitud secuencial para la selección de retardos. Es importante señalar que en la estimación del modelo lineal base no se utilizaron variables artificiales (*dummies*), ya que en el período de análisis no se registran valores considerados extremos para ninguna de las cuatro variables.

¹⁰ Véase, por ejemplo, Goldfajn y Valdés (1999).

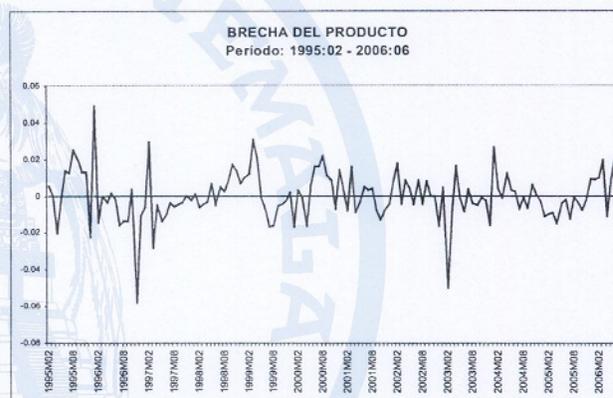
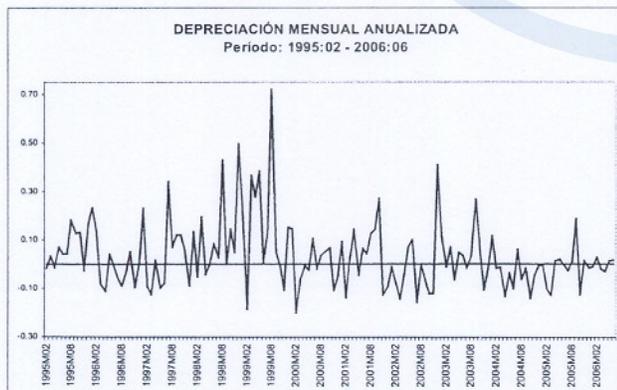
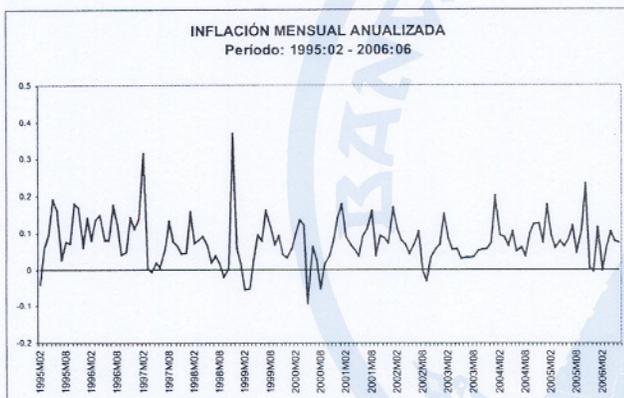
¹¹ Se utilizó el IMAE como una aproximación de la actividad económica en vez del PIB real, en virtud de que esta última variable está disponible únicamente con periodicidad anual.

original y la tendencia, como proporción de esta última ($y^{gap} = [imae - imae_hp] / imae_hp$), que representa la brecha del Producto Interno Bruto.

En la gráfica 2 se muestra el comportamiento de la inflación, depreciación, desalineación del tipo de cambio real y brecha del producto para el período febrero de 1996 a junio de 2006.

Gráfica 2

INFLACIÓN, DEPRECIACIÓN, DESALINEACIÓN DEL TIPO DE CAMBIO REAL Y BRECHA DEL PRODUCTO



Pass-through estimado con el modelo lineal

El *pass-through* (PT) se calcula a partir de las impulso-respuestas acumuladas de la inflación debido a choques en la depreciación o tasa de variación del tipo de cambio nominal.

$$PT_H = \frac{\sum_{h=0}^H \frac{\partial \pi_h}{\partial u_0^e}}{\sum_{h=0}^H \frac{\partial e_h}{\partial u_0^e}} \quad (1)$$

Es decir, el *pass-through* mide el cambio relativo en la inflación mensual anualizada, al período H, como consecuencia de un *shock* 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 (1) este último efecto, evita la posibilidad de sobreestimación en el *pass-through*, Winkelried (2003).

El *pass-through* se computó a partir de las impulso-respuestas obtenidas mediante *bootstrapping*, siguiendo el método de impulso-respuestas generalizadas propuesto por Koop, Pesaran y Potter (1996). Las impulso-respuestas se obtienen como el promedio de 500 repeticiones, en cada una de las cuales se seleccionaron aleatoriamente, con reemplazamiento, 48 vectores de perturbaciones (cada vector contenía los cuatro residuos para un mismo período). En cada fase de cómputo de impulso-respuestas se estimó el *pass-through* del tipo de cambio a precios. Este proceso se repitió 500 veces más a fin de obtener la mediana, la cual se utiliza como estimador puntual del coeficiente traspaso o *pass-through* en este trabajo, y las bandas de confianza. Para los fines de identificación se utilizó el siguiente orden de Cholesky: tcr^{gap} , y^{gap} , Δe^{12} y π^{12} .¹²

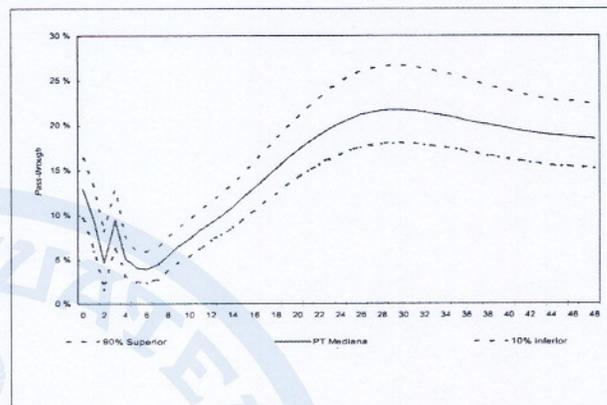
La gráfica 3 muestra el *pass-through* de tipo de cambio a precios estimado a través del modelo lineal. El *pass-through* de una perturbación en el tipo de cambio nominal de un choque de una desviación estándar (equivalente a una depreciación mensual anualizada de 9.5%) es de 4.0% en 6 meses y de apenas de 9.1% en un año. Un bajo *pass-through* también es reportado para Guatemala en otros trabajos que utilizan especificaciones lineales. Por ejemplo, el Banco de Guatemala (2005) reporta que el *pass-through* a un año se ubica entre 11.4% y 18.8% en un año, el cual es muy inferior al de otros países latinoamericanos para igual período (Brasil, Costa Rica, México, Perú y Venezuela).¹³

¹² Este orden de identificación es similar al utilizado en el estudio reportado por el Banco de Guatemala (2005) en el cual se utiliza un VAR lineal.

¹³ Es importante tomar en cuenta que en un modelo lineal el tamaño del choque así como el signo del mismo no afectan la trayectoria de las impulso-respuestas y, por lo tanto, en cualquiera de los casos se obtienen trayectorias de coeficientes trasposos idénticas.

Gráfica 3

PASS-THROUGH ESTIMADO A TRAVÉS DEL MODELO LINEAL



III. Estimación del modelo no lineal de *pass-through* para Guatemala

A. Definición del modelo no lineal

Estudios recientes realizados para otros países latinoamericanos (Perú y Venezuela) muestran que el *pass-through* es un fenómeno no lineal. Ello ocurre debido a imperfecciones en los mercados, tales como rigidez de precios e información incompleta.

De acuerdo con Mendoza (2004), una especificación regresiva con transición suave logística¹⁴ —*Logistic smooth transition regressive models* (LSTR)— puede ser utilizada para investigar diferentes tipos de asimetrías en el *pass-through*. Es decir, estos modelos permiten el cambio endógeno de un régimen a otro (por ejemplo, de un régimen bajo a un régimen alto) asociado a condiciones económicas particulares o al comportamiento de una variable en específico. Adicionalmente, un modelo LSTR permite investigar si el *pass-through* se comporta diferente ante perturbaciones de diversas magnitudes (asimetría de tamaño o magnitud) y ante choques positivos y negativos (asimetría de signo). En los modelos regresivos con transición suave la no linealidad es descrita a través del comportamiento de una variable o conjunto de variables, denominadas variables de transición.

¹⁴ Véase Chan y Tong (1986); Luukkonen, Saikkonen y Teräsvirta (1988), Teräsvirta (1994) y Granger y Teräsvirta (1993) para un contexto multivariable. Mendoza (2006) ofrece una versión en español sobre la técnica de estimación de modelos regresivos con transición suave.

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

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

$$F(TV_{t-d}) = \{1 + \exp[-\gamma(TV_{t-d} - c)]\}^{-1}, \gamma > 0 \quad (3)$$

Donde X es un vector (4x1) conformado por cuatro variables: y^{gap} (brecha del Producto Interno Bruto); tcr^{gap} (desalineación del tipo de cambio real); $\Delta\pi^{12}$ (inflación mensual anualizada); y Δe^{12} (variación mensual anualizada del tipo de cambio nominal), y cuya forma de construcción se detalló en el apartado anterior. Π_i es un vector (4x1) que contiene las constantes; θ es una matriz (4x4) que contiene los coeficientes; ε es un vector (4x1) que contiene las perturbaciones aleatorias a cada una de las cuatro variables endógenas consideradas en el modelo; y $F(TV_{t-d})$ 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 rezagada en “ d ” períodos, “ c ” es el parámetro de transición y “ γ ” es un parámetro de suavizamiento.

Un modelo que combina (2) y (3) 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. Es decir, 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, $\exp[-(TV_{t-d} - c)]$ tiende a cero y la función de transición toma un valor de uno.

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.

B. Metodología de estimación y variables de transición

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 del presente trabajo, la selección del modelo se realiza con base en la teoría, la cual sugiere el uso de un modelo logístico a fin de capturar posibles comportamientos asimétricos para valores extremos de la variable que describe el estado de la economía.

1. Prueba de linealidad

La prueba de linealidad se realiza sobre la base del modelo lineal estimado en el apartado anterior. Los resultados reportados corresponden a la prueba de primer orden aumentada, la cual es de utilidad cuando se está en presencia de muestras pequeñas (Luukkonen, Saikkonen y Teräsvirta, 1988). La prueba se aplicó para una ecuación y para un sistema de ecuaciones. En el primer caso consiste en una prueba F ; y en el segundo, en una prueba LR . La prueba de linealidad de primer orden para cada ecuación se basa en la siguiente regresión auxiliar.

$$v_t = \lambda_0 + \lambda_1 H + \lambda_2 HTV_{t-d} + \lambda_3 TV_{t-d}^3 + v_t$$

$$H = [\pi_{t-1}^{12}, \dots, \pi_{t-p}^{12}, \Delta e_{t-1}^{12}, \dots, \Delta e_{t-q}^{12}, tcr_{t-1}^{gap}, \dots, tcr_{t-r}^{gap}, y_{t-1}^{gap}, \dots, y_{t-s}^{gap}]$$

donde:

v = variable dependiente sobre la cual se aplique la prueba;

λ_0 = constante; y

λ_i = vector (1xk), $i = 1$ y 2 , que contiene los coeficientes, k se refiere a la cantidad de rezagos de las variables dependientes. Por su parte, λ_3 es un escalar que acompaña a la variable de transición.

El contraste de hipótesis consiste en una prueba F , en la cual la hipótesis nula es que todos los coeficientes de λ_2 y λ_3 son cero (la especificación es lineal). La hipótesis alternativa es que al menos uno de los coeficientes de λ_2 o λ_3 es diferente de cero (la especificación es de transición suave). 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.¹⁵

2. Variables de transición

Como se indicó, 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. Existen muchas variables que pueden ser utilizadas para explicar la no linealidad en la dinámica de la inflación y, en particular, de aquella proveniente de un aumento en los costos como consecuencia de un choque en la tasa de depreciación. Además de la brecha del Producto Interno Bruto, existen otras variables que pueden afectar el impacto de una depreciación en la inflación, éstas son el nivel y la variabilidad de la tasa de inflación, indicadores de variabilidad monetaria y de persistencia de las fluctuaciones cambiarias y el desalineamiento del tipo de cambio real. Mendoza (2004) introduce en la discusión el uso del nivel o variación de las reservas internacionales como posible variable de transición, argumentando que en momentos de aumento de reservas internacionales, una perturbación en el tipo de cambio podría ser percibida como un fenómeno transitorio y, en consecuencia, muchas empresas preferirían esperar antes de realizar ajustes en los precios de sus bienes. Por motivos similares, Mendoza y Pedauga (2006) introducen el uso de las variaciones de los precios del petróleo en un estudio sobre *pass-through* en la economía venezolana. En el caso de Guatemala, una economía importadora de petróleo y sus derivados, el comportamiento de los precios del petróleo podría ayudar a explicar el comportamiento del *pass-through*; no obstante, se esperaría que ante un aumento en dichos precios, el coeficiente de traspaso fuese mayor que en períodos de contracciones en dichos precios. Esto es, un efecto contrario al que podría tener en una economía exportadora de petróleo.

Específicamente, a fin de capturar una posible dinámica no lineal se probaron como variables de transición a los primeros cuatro rezagos de las variables dependientes del modelo lineal (y^{gap} ,

tcr^{gap} , Δe^{12} y π^{12}). También se evalúan los cambios en las tasas de depreciación mensual anualizada, y los cambios en las tasas de inflación mensual anualizada ($\Delta^2 e^{12}$, $\Delta \pi^{12}$, respectivamente). Adicionalmente, se consideran los cuatro primeros rezagos de otras variables exógenas al sistema (2), que podrían tener un efecto indirecto en la inflación a través de cambios en sus coeficientes. Estas variables son la variación relativa mensual anualizada de los agregados monetarios $M2$, $M1$ y emisión monetaria ($\Delta m2_{sa}^{12}$, $\Delta m1_{sa}^{12}$, Δemi_{sa}^{12} , respectivamente); la variación relativa mensual de las reservas internacionales netas (Δrin); la variación relativa mensual anualizada de los precios internacionales del petróleo (Δpet^{12}); y, finalmente, la relación de las reservas internacionales netas sobre $M2$ (rin_m2).

3. Resultados de prueba de linealidad y estimación del modelo no lineal

El cuadro 1 contiene los resultados de la prueba de linealidad para las primeras 20 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 variación de las reservas internacionales netas (Δrin_{t-2} y Δrin_{t-1}), la variación mensual anualizada de los agregados monetarios ($\Delta m2_{sa}^{12}$, $\Delta m1_{sa}^{12}$ y Δemi_{sa}^{12}), la depreciación mensual anualizada de la moneda, así como a su variación mensual (Δe_{t-3}^{12} , Δe_{t-4}^{12} , $\Delta^2 e_{t-2}^{12}$ y $\Delta^2 e_{t-1}^{12}$). Otras posibles variables de transición son la inflación mensual anualizada (π_{t-3}^{12} y π_{t-4}^{12}) y los precios del petróleo. De todas las variables antes mencionadas, la variable para la cual la prueba de linealidad muestra evidencias más fuertes de no linealidad es la variación de las reservas internacionales con dos períodos de rezago (Δrin_{t-2}). Por su parte, la brecha del producto, el ambiente inflacionario y la variación de los precios del petróleo parecieran ser variables menos relevantes para explicar una posible no linealidad en el efecto traspaso (*pass-through*) en Guatemala.

¹⁵ Véase Weise (1999).

Cuadro 1

PRUEBA DE LINEALIDAD: ALGUNOS RESULTADOS

Variable de transición	Variable dependiente									
	y^{gap}		Δe^2		π^2		tcr^{gap}		VAR	
	F	Valor P	F	Valor P	F	Valor P	F	Valor P	LR	Valor P
Δrin_{t-2}	1.24	0.25	1.70	0.06	2.95	0.00	2.14	0.01	112.00	0.00
$\Delta m2_sa^{12}_{t-2}$	1.75	0.05	1.72	0.05	1.96	0.02	1.74	0.05	108.07	0.00
Δrin_{t-1}	0.98	0.49	2.46	0.00	3.16	0.00	0.79	0.70	106.07	0.00
Δe^{12}_{t-3}	1.49	0.11	1.19	0.29	2.54	0.00	1.25	0.24	97.43	0.01
$\Delta m1_sa^{12}_{t-3}$	1.49	0.12	2.02	0.02	1.84	0.03	1.63	0.07	96.50	0.01
$\Delta^2 e^{12}_{t-2}$	1.25	0.24	2.46	0.00	1.63	0.07	1.02	0.45	92.86	0.02
$\Delta emi_sa^{12}_{t-4}$	1.13	0.34	2.30	0.01	1.84	0.03	1.91	0.03	92.81	0.02
Δrin_{t-3}	2.03	0.02	2.35	0.00	1.40	0.16	0.84	0.64	92.73	0.02
$\Delta^2 e^{12}_{t-1}$	1.44	0.13	2.04	0.02	1.77	0.04	0.70	0.80	92.18	0.03
Δe^{12}_{t-1}	0.84	0.64	2.28	0.01	2.16	0.01	1.21	0.27	91.24	0.03
Δpet^{12}_{t-1}	0.50	0.95	2.14	0.01	1.76	0.04	1.85	0.03	90.89	0.03
$\Delta m2_sa^{12}_{t-1}$	1.03	0.43	1.70	0.05	2.18	0.01	1.52	0.10	90.22	0.04
$\Delta \pi^{12}_{t-3}$	1.62	0.07	1.19	0.29	1.32	0.20	1.61	0.08	90.19	0.04
y^{gap}_{t-4}	1.81	0.04	1.17	0.31	1.01	0.45	2.34	0.00	86.77	0.06
π^{12}_{t-3}	0.91	0.57	1.46	0.13	1.45	0.13	2.09	0.01	86.10	0.07
π^{12}_{t-4}	1.33	0.19	1.49	0.11	2.00	0.02	1.24	0.25	86.06	0.07
$\Delta m1_sa^{12}_{t-2}$	2.18	0.01	0.86	0.63	1.47	0.12	0.92	0.55	86.04	0.07
Δe^{12}_{t-2}	1.84	0.03	1.67	0.06	1.26	0.23	0.92	0.55	86.01	0.07
$\Delta^2 e^{12}_{t-3}$	1.06	0.40	1.50	0.11	1.97	0.02	1.20	0.28	84.97	0.08
π^{12}_{t-2}	1.39	0.16	1.71	0.05	0.93	0.54	1.52	0.10	84.65	0.08

Una primera selección de posibles variables de transición se realizó al efectuar una búsqueda simultánea de malla para los coeficientes de transición, c , y suavizamiento, γ , que maximizan la función logarítmica de verosimilitud para cada posible variable de transición. Para tales efectos, se consideraron las primeras seis posibles variables de transición sugeridas por la prueba de linealidad. Si el modelo estimado resultante contiene pocas observaciones en alguno de los dos regímenes extremos, se considera como una evidencia débil de no linealidad y no se continúa el proceso de estimación del modelo que contiene tal variable de transición.

El cuadro 2 contiene los resultados de la búsqueda de malla de dos dimensiones para las seis variables antes mencionadas. Se decidió continuar con el proceso de estimación de dos especificaciones, las cuales contienen como variables de transición a la variación de reservas internacionales con dos rezagos, Δrin_{t-2} y la variación del agregado monetario M2 con dos rezagos, $\Delta m2_sa_{t-2}^{12}$. Estas dos variables, a su vez, son las dos primeras alternativas sugeridas por la prueba de linealidad, y tienen la particularidad que se han tratado como variables exógenas al VAR no lineal estimado.

Cuando la variable de transición es exógena, para estimar las impulso-respuestas y el *pass-through*, se hace necesario considerar una de las siguientes alternativas: 1) endogenización de la variable de transición; esto es, estimar una ecuación para la variable de transición que dependa de al menos de una de las variables explicadas a través del sistema; 2) proyectar la variable de transición por cualquier otro método, en este caso, se limita la investigación de las asimetrías al caso de asimetrías de estado (diferencia entre régimen alto y régimen bajo), ya que al ser la variable de transición simulada de manera independiente, la función de transición en ambos regímenes no varía; y 3) asumir que el estado o régimen prevalece a través del tiempo, esto quiere decir que la función de transición permanece fija en uno o en cero durante

la simulación, dependiendo de en qué estado inicial ocurra el choque. De estas tres opciones, la más conveniente es la primera. Se hicieron intentos de endogeneizar la variable de transición, obteniendo en el caso de la variación de reservas, Δrin_{t-2} , una ecuación no lineal satisfactoria, considerando como variables explicativas a los cuatro primeros retardos de la propia variable y los de la variación del tipo de cambio. También se incluyeron dos variables artificiales, D98_09 y D01_11. Estas dos variables toman el valor de uno en el mes de septiembre de 1998 y noviembre de 2001, respectivamente. En los otros períodos toman valor cero. Se introducen en la estimación para controlar por los aumentos considerables de las reservas en esos períodos como consecuencia de privatizaciones de los servicios de telefonía y de energía eléctrica. Esta ecuación fue estimada simultáneamente con el modelo no lineal. Es importante destacar que el resto de coeficientes no se vieron afectados por la estimación conjunta.¹⁶ Para el caso de $\Delta m2_sa_t^{12}$, no fue posible encontrar, entre las variables endógenas que conforman el sistema de ecuaciones inicial, al menos una que pudiese explicar su comportamiento, de allí que se adoptó la opción 3. No obstante, no

¹⁶ A pesar de las limitaciones que impone el tamaño de la muestra en la estimación de un modelo VAR, se intentó estimar un modelo con cinco variables, en el cual se incluía a la variación de reservas internacionales como una variable endógena o explicada por sus propios retardos y los de las otras cuatro variables: y^{gap} , tc^{gap} , Δe^{12} y π^{12} . Igualmente, el VAR contenía cuatro retardos, los cuales coinciden con lo sugerido por la prueba secuencial de razón de verosimilitud. Cuando se aplicó la prueba de causalidad de Granger se encontró que la variación de reservas causan a la variación de precios el 10% de significancia; no obstante, los coeficientes del tipo de cambio nominal se hacen menos significativos. Ello podría ocurrir por el hecho que tanto la variación en el tipo de cambio como la de las reservas internacionales podrían recoger información común sobre el mercado cambiario que influye en el comportamiento de los precios. En efecto, se obtiene que la variación del tipo de cambio nominal ayuda a explicar el comportamiento de las reservas internacionales (Valor P de la prueba de causalidad de Granger de 1.87%). Dado que el presente estudio se centra en el efecto de las variaciones del tipo de cambio nominal en el comportamiento de los precios, se prefirió no darle a las reservas internacionales un tratamiento similar al de las otras cuatro variables, sino que una vez que las evidencias sugerían utilizarla como variable de transición, se modeló en función de sus propios retardos y los del tipo de cambio nominal, a fin de estudiar las asimetrías del *pass-through* en Guatemala.

se obtuvieron trayectorias del *pass-through* con buen comportamiento, de allí que no se presenten

resultados para la especificación que utiliza a $\Delta m2_sa_{t-2}^{12}$ como variable de transición.

Cuadro 2

VALORES DE LOS PARÁMETROS DE TRANSICIÓN Y SUAVIZACIÓN OBTENIDOS EN LA BÚSQUEA SIMULTÁNEA DE MALLA Y NÚMERO DE OBSERVACIONES EN CADA RÉGIMEN

Variable de transición	Parámetros estimados		No. de observaciones en cada régimen		
	c	γ	Bajo	Transición	Alto
$\Delta rin_{(t-2)}$	0.031	65.500	99	6	28
$\Delta m2_sa_{(t-2)}^{12}$	0.024	26.000	25	11	97
$\Delta rin_{(t-1)}$	-0.028	8.000	7	30	96
$\Delta e_{(t-3)}^{12}$	0.192	4.000	100	25	8
$\Delta m1_sa_{(t-3)}^{12}$	0.554	2.500	85	43	5
$\Delta^2 e_{(t-2)}^{12}$	-0.154	39.000	19	4	110

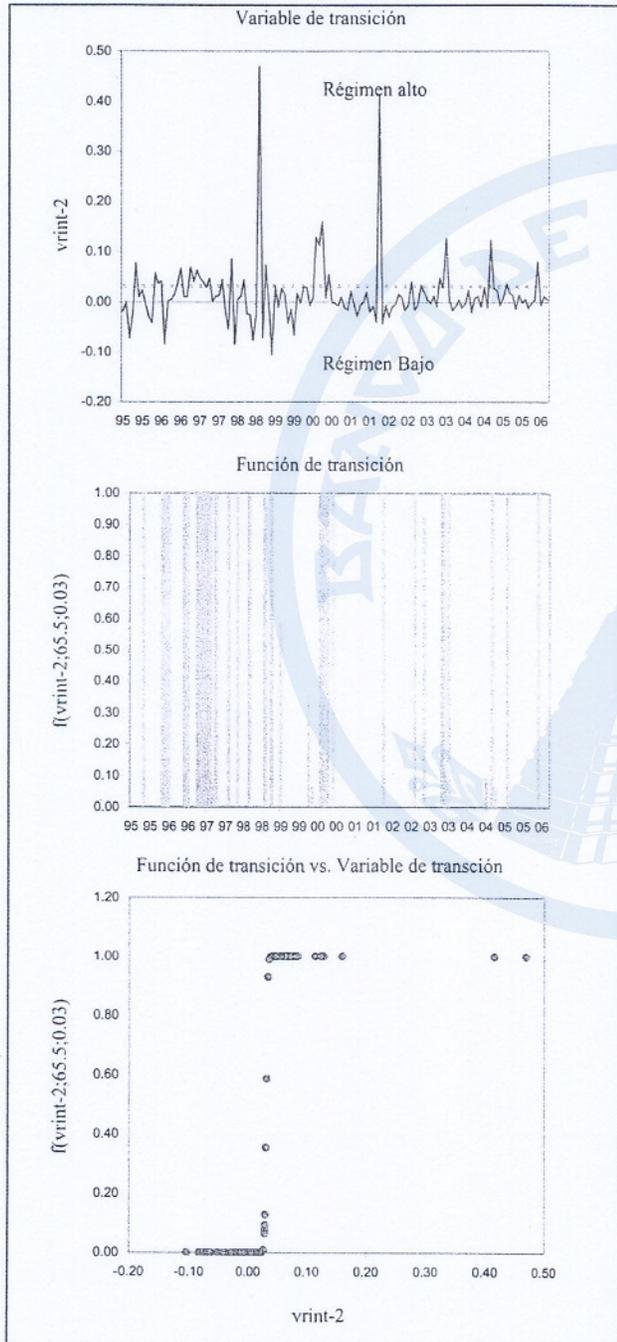
La gráfica 4 muestra la variable de transición y la función de transición estimada cuando la variable de transición es Δrin_{t-2} , la cual resultó ser la variable que mejor explica la no linealidad del *pass-through* en Guatemala, tanto por el reporte de la prueba como por el proceso de estimación subsiguiente. El coeficiente de transición, \hat{c} , es de 0.03 y fue estimado libremente. Por su parte, el coeficiente de suavizamiento, $\hat{\gamma}$, es de 65.5, un valor muy alto, el cual se dificulta para estimarlo libremente. De allí que se haya tomado el coeficiente obtenido en la doble búsqueda. Cuando γ adquiere valores muy elevados, ante cambios cuantitativamente significativos en el mismo, el resto de coeficientes permanecen prácticamente inalterados. En consecuencia, a altos valores, fijar γ igual al valor

obtenido en la doble búsqueda no representa ningún problema en términos de resultados.

Un alto valor de γ indica un cambio abrupto de un régimen al otro. Si se definen como pertenecientes al régimen bajo, aquellas observaciones para las cuales la función de transición toma valores de 0.1 ó menos; y como régimen alto, cuando la función de transición toma valores superiores o iguales a 0.9, entonces el régimen bajo viene dado por variaciones negativas de reservas e incrementos hasta 2.9% mensuales. En tanto que al régimen alto lo definen aumentos de reservas superiores a 3.3%. La diferencia entre estos dos límites definen la transición, la cual sólo tiene un 2.2% de las observaciones. La mayoría de las observaciones (76.3%) se ubican en el régimen bajo.

Gráfica 4

VARIACIÓN DE RESERVAS INTERNACIONALES Y FUNCIÓN DE TRANSICIÓN ESTIMADA



IV. Asimetrías del *pass-through* en Guatemala

Del modelo no lineal estimado, con la variación de reservas internacionales como variable de transición, se obtiene información relevante para explicar el comportamiento del efecto transferencia o *pass-through* en la economía guatemalteca. A diferencia del modelo lineal, el cual reporta un bajo *pass-through*, en la especificación regresiva con transición suave se obtiene que, bajo algunas condiciones, el coeficiente traspaso de una depreciación a precios podría alcanzar hasta un 50% en dos años.

Con el propósito de investigar las posibles asimetrías del *pass-through* en Guatemala, se estimó el *pass-through* para choques de diferentes tamaños (pequeños, moderados y altos) y signos (positivos y negativos). Para el momento de ocurrencia del choque se precisaron aquellos momentos en los cuales, según los valores de la función de transición, la economía estaba en el régimen bajo o en el alto. De esta manera se puede obtener evidencias de posibles asimetrías de estado; es decir, si el coeficiente de traspaso depende del momento en el que ocurre el choque. Adicionalmente, la distinción entre choques pequeños, medianos y grandes, permite investigar la presencia de asimetrías de tamaño o de magnitud.¹⁷ Quizás un mayor número de empresas prefieran adoptar decisiones de ajuste de precios ante un importante aumento en el tipo de cambio que cuando éste es pequeño (asimetría de tamaño). Finalmente, podría ocurrir que las empresas adopten políticas que permitan el ajuste de precios ante depreciaciones nominales, las cuales no necesariamente operan de manera simétrica cuando ocurren apreciaciones nominales (asimetría de signo).

El cuadro 3 muestra un resumen del *pass-through* estimado a seis meses, uno y dos años. Se observa que el *pass-through* tiende a ser mayor cuando la perturbación en la tasa de variación del tipo de cambio ocurre en momentos de aumentos de reservas internacionales superiores al 3.3% intermensual (régimen alto). No obstante, de la trayectoria de la mediana y de las bandas de confianza construidas para el 50% central de la distribución del

¹⁷ En este trabajo se considera un choque pequeño, aquel de una desviación estándar de una perturbación estructural en la tasa de depreciación. Un choque mediano es de dos desviaciones estándares, y un choque grande mide tres desviaciones estándares.

pass-through para diferentes regímenes iniciales (gráfica 5), se infiere que las diferencias entre el *pass-through* no son estadísticamente significativas. Adicionalmente, es importante mencionar que la distribución del *pass-through* tiende a ser más amplia cuando el choque ocurre en momentos de incrementos importantes de reservas.

Por su parte, se observa que el *pass-through* para choques positivos es cuantitativamente mayor que el obtenido para choques negativos, especialmente cuando se trata de choques pequeños. Una mayor diferenciación se observa si el choque ocurre cuando la economía está inicialmente en el régimen alto. Por ejemplo, el *pass-through* es de 27.7% a un año para una perturbación pequeña y positiva (8.6 puntos porcentuales anualizados) que ocurrió en el régimen alto, en tanto que para choques negativos es de 8.2%. Por su parte, si el choque pequeño ocurre cuando opera el régimen bajo (pérdidas de reservas o aumentos menores a 2,9% intermensual), el *pass-through* a un año es de 22.6% para choques positivos y de 10.5% para choques negativos. En la gráfica 6, primera columna, se visualizan estas diferencias. De allí que el modelo propuesto permite capturar asimetrías de signo en el *pass-through* en Guatemala. Esto quiere decir que opera cierta inflexibilidad en los precios a ajustarse

a niveles más bajos cuando ocurre una apreciación de la moneda.

En cuanto al tamaño del choque, se observa que el *pass-through* tiende a ser mayor para pequeñas depreciaciones nominales que para medianas y grandes depreciaciones, particularmente cuando se trata de choques positivos. Este resultado es contrario a la hipótesis de que ante grandes choques en el tipo de cambio, los agentes económicos reaccionan incrementando más rápidamente los precios de sus productos ante el inminente aumento en los costos de los insumos importados. No obstante, es importante señalar que si los choques grandes son percibidos como transitorios, quizás más empresarios decidan esperar antes de ajustar los precios de sus productos. Otra teoría que podría explicar por qué la inflación no es tan alta ante grandes depreciaciones de la moneda, es la presencia que tienen los no transables en la economía (Bacchetta y Van Wincoop, 2002). Si el sector de no transables es grande, probablemente se haga más complicado el traslado, en el corto plazo, a precios de un aumento en los costos de producción de transables. Estos resultados de asimetrías de tamaño deben ser interpretados como evidencias débiles, ya que las distribuciones del *pass-through* tienden a solaparse, aún cuando tienda a observarse ciertas diferencias entre sus medianas (véase gráfica 7).

Cuadro 3

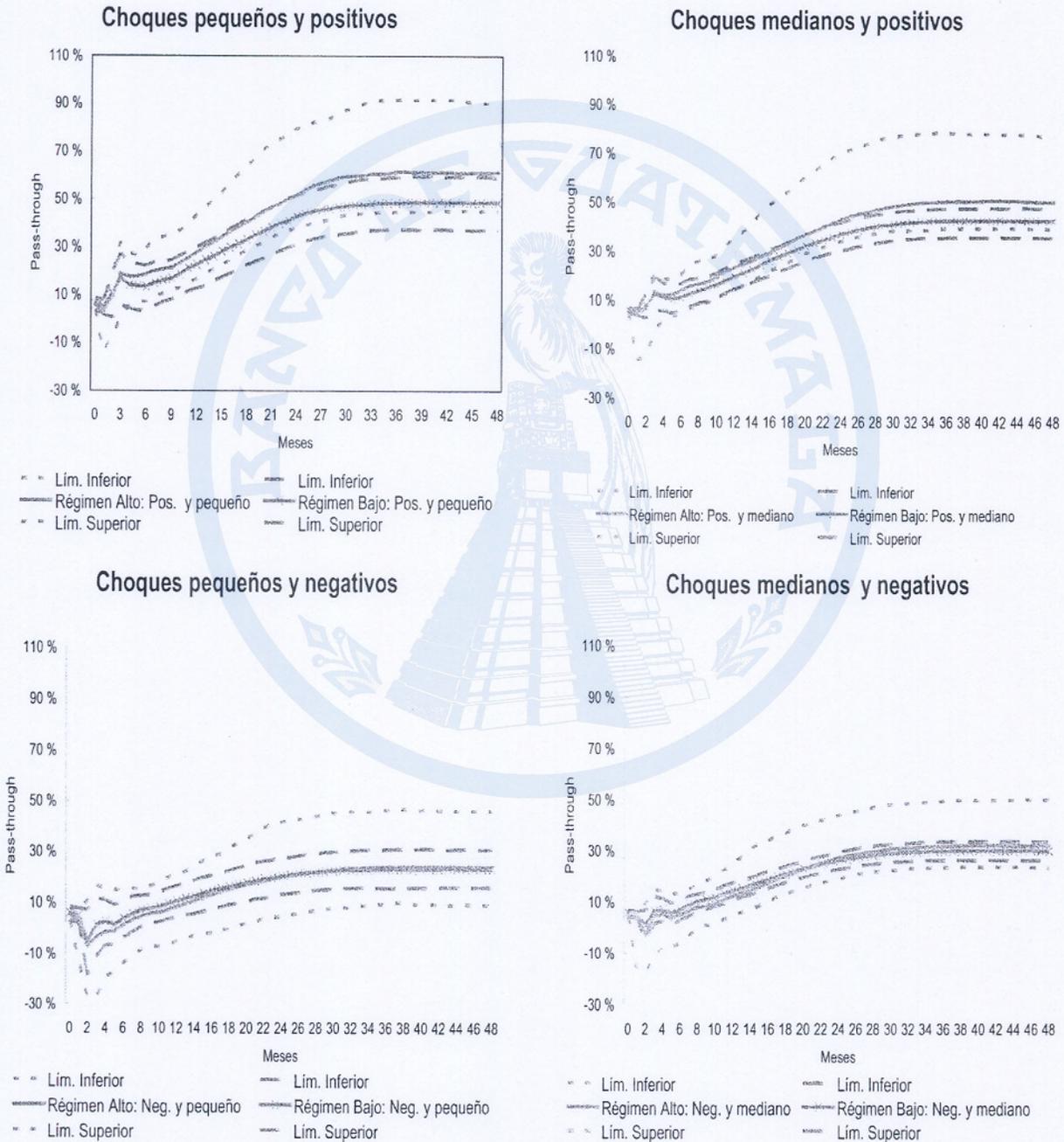
PASS-THROUGH ESTIMADO SEGÚN TAMAÑO Y SIGNO DE UNA DEPRECIACIÓN

Características del choque			Choques positivos			Choques negativos		
Tamaño (d.e.)	Depreciación (p.p)		6 meses	1 año	2 años	6 meses	1 año	2 años
Régimen alto: Aumentos de reservas internacionales iguales o superiores a 3,3% mensuales								
Pequeño	1	8.6	18.6	27.7	51.8	1.2	8.2	20.0
Mediano	2	17.1	13.9	23.3	43.0	5.2	12.2	27.2
Grande	3	25.7	11.3	19.7	38.8	7.8	15.7	31.8
Régimen alto: Pérdidas e incrementos pequeños de reservas internacionales ($-\infty$; 2,9%]								
Pequeño	1	8.6	13.3	22.6	42.5	3.7	10.5	20.2
Mediano	2	17.1	11.0	19.5	37.0	7.0	14.3	26.1
Grande	3	25.7	10.5	18.8	34.3	7.7	15.3	28.8
Modelo lineal	1	9.5	4.0	9.1	20.2	4.0	9.1	20.2

Notas: d.e. denota desviación estándar. La depreciación se presenta en términos anuales. La transición entre estado la describen variaciones de reservas mensuales en el intervalo (2.9; 3.3). Hay muy pocas observaciones en este régimen. Adicionalmente, durante la transición los parámetros dependen del valor que adopte la variable de transición, de allí que no sean constantes y, por consiguiente, no se estila reportar las impulso-respuestas o el *pass-through*. En el caso de los regímenes extremos, los parámetros son constantes en el intervalo de valores que adopte la variable de transición. Los valores reportados se corresponden con los de la mediana obtenida de 500 repeticiones de estimaciones de valores medios obtenidos de 250 repeticiones.

Gráfica 5

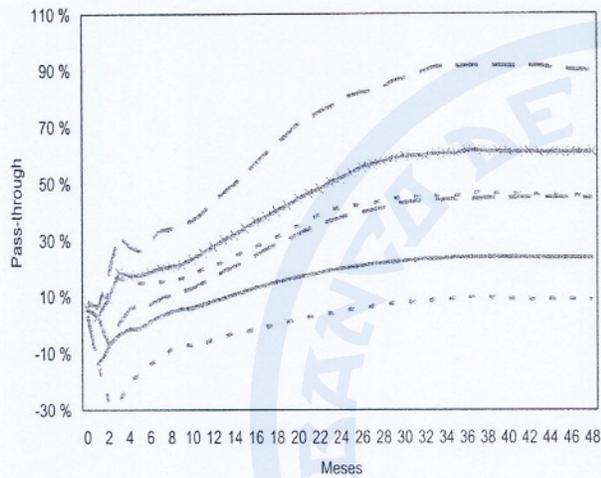
COMPARACIÓN DEL *PASS-THROUGH* EN DIFERENTES REGÍMENES



Gráfica 6

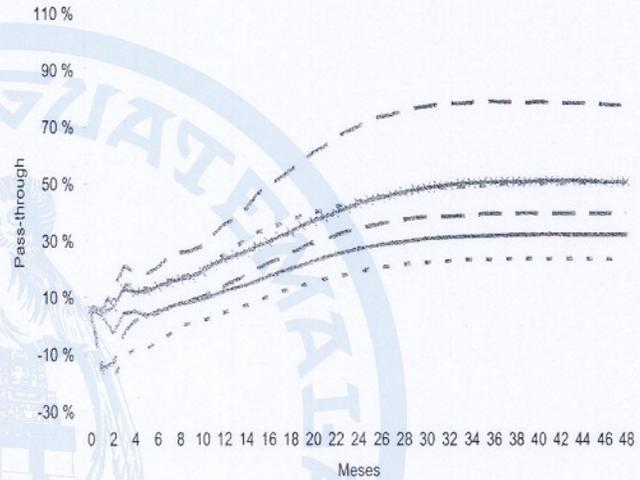
COMPARACIÓN DE *PASS-THROUGH* PARA
CHOQUES POSITIVOS Y NEGATIVOS

Régimen alto y choques pequeños



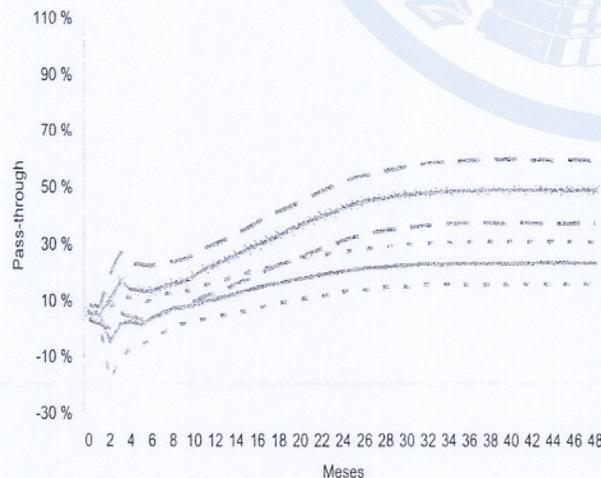
- - - - - Lim. Inferior
 - - - - - Régimen Alto: Neg. y pequeño
 - - - - - Lim. Superior
 - - - - - Lim. Inferior
 - - - - - Régimen Alto: Pos. y pequeño
 - - - - - Lim. Superior

Régimen alto y choques medianos



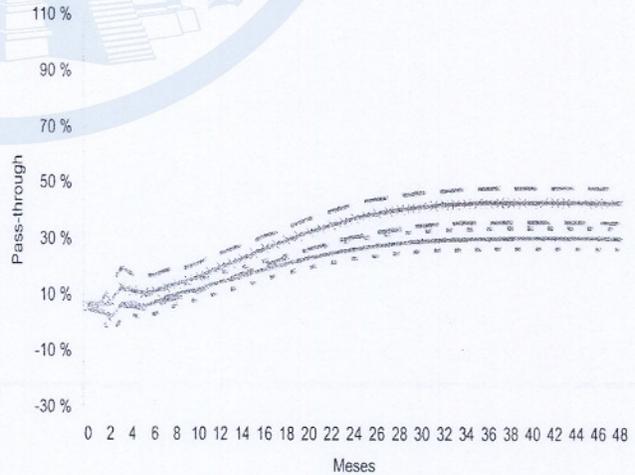
- - - - - Lim. Inferior
 - - - - - Régimen Alto: Neg. y mediano
 - - - - - Lim. Superior
 - - - - - Lim. Inferior
 - - - - - Régimen Alto: Pos. y mediano
 - - - - - Lim. Superior

Régimen bajo y choques pequeños



- - - - - Régimen Bajo: Neg. y pequeño
 - - - - - Lim. Inferior
 - - - - - Lim. Superior
 - - - - - Lim. Inferior
 - - - - - Régimen Bajo: Pos. y pequeño
 - - - - - Lim. Superior

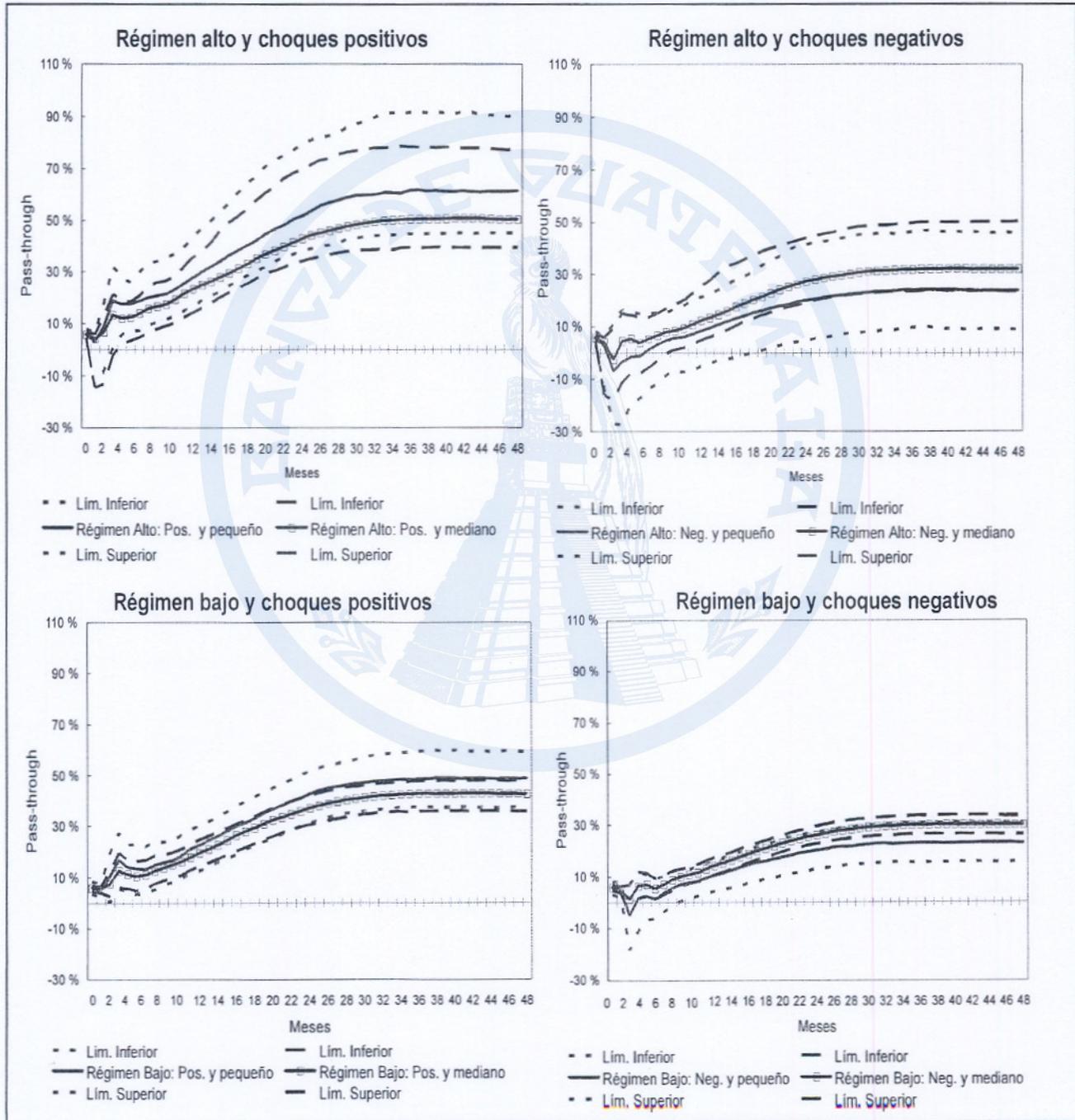
Régimen bajo y choques medianos



- - - - - Lim. Inferior
 - - - - - Régimen Bajo: Neg. y mediano
 - - - - - Lim. Superior
 - - - - - Lim. Inferior
 - - - - - Régimen Bajo: Pos. y mediano
 - - - - - Lim. Superior

Gráfica 7

COMPARACIÓN DE *PASS-THROUGH* PARA
CHOQUES PEQUEÑOS Y MEDIANOS



V. Conclusiones

En el presente trabajo se estima un modelo no lineal (vector autorregresivo con transición suave logística) para la inflación y sus determinantes en Guatemala, en el cual la variación de las reservas internacionales juega un papel fundamental en explicar la no linealidad o transición de un estado a otro. Se obtiene que el cambio entre regímenes es abrupto y ocurre cuando la variación mensual de las reservas internacionales es de alrededor 3.0%.

Con el modelo no lineal estimado se estiman efectos transferencias del tipo de cambio a precios superiores que los del modelo lineal, especialmente cuando se trata de choques positivos sobre el tipo de cambio. El modelo permite capturar las evidencias de asimetrías de signo o dirección que se observa en los datos de Guatemala, en especial en los últimos años. Efectivamente, se encuentra que el efecto transferencia es más pequeño para perturbaciones que tienden a disminuir el tipo de cambio nominal que para aquellas que contribuyen a aumentarlo. Ello corrobora que es más fácil transferir a precios un aumento que una disminución en los costos de producción, como consecuencia del comportamiento del tipo de cambio nominal. Esta mayor inflexibilidad de los precios a la baja, ante apreciaciones nominales de la moneda, podría indicar que más agentes económicos perciben choques negativos en el tipo de cambio nominal como un fenómeno transitorio; en consecuencia, deciden esperar antes de ajustar los precios de los bienes y servicios que producen.

Adicionalmente, se obtienen evidencias débiles de asimetrías de tamaño y de estado. A mayor tamaño de una perturbación positiva, menor es el efecto transferencia o *pass-through*; y en momentos de pérdidas de reservas internacionales o de pequeños incrementos en las mismas, el *pass-through* es menor que en el caso que la perturbación ocurriese en momentos de aumentos importantes de reservas internacionales. Este resultado contrasta con el encontrado por Mendoza (2004) para Venezuela, en el cual el *pass-through* es mayor en un régimen bajo, definido por el comportamiento de las reservas internacionales. Esto implica que en Guatemala estarían operando los mecanismos monetarios explicados por la teoría tradicional, más que las expectativas sobre la sostenibilidad de la política cambiaria. Esto es, para aumentar las reservas internacionales, el Banco de Guatemala da a cambio moneda doméstica, lo cual genera un aumento en los agregados monetarios, y a mayor masa monetaria se estarían creando condiciones que

facilitan un mayor traspaso de un incremento de costos a precios.

El hecho que los precios respondan menos a apreciaciones nominales que a depreciaciones nominales, estaría revelando que es poco efectivo aplicar políticas que tiendan a disminuir el tipo de cambio con el propósito de controlar o disminuir la tasa de inflación. En todo caso, si ello fuese necesario, sería recomendable considerar el tamaño del monto de intervención en el mercado cambiario, a fin de obtener los resultados deseados en términos de inflación.

Por otra parte, el hecho que en modelos lineales se obtengan efectos traspaso muy pequeños, podría estar asociado a problemas de especificación, con los cuales no se estaría capturando correctamente la relación existente entre el tipo de cambio y los precios en Guatemala. De allí que se recomienda, para futuras investigaciones sobre el comportamiento de los precios, el uso de modelos econométricos que permitan capturar la no linealidad en la relación entre la variación de precios y sus variables explicativas o determinantes.

Bibliografía

1. Banco de Guatemala (2005). *Report of monetary policy to june 2005*. Banco de Guatemala. July.
2. Bacchetta, P., Van Wincoop, E. (2002). *Why do consumer prices react less than import prices to exchange rates?* National Bureau Economic Research, Working Paper, N° 9352.
3. Baqueiro Cárdenas, A.; Díaz de León Carrillo, A.; Torres García, A. (2003). *¿Temor a la flotación o a la inflación? La importancia del "traspaso" del tipo de cambio a los precios*. Documento de Investigación del Banco de México. Enero.
4. Belaisch, A. (2003). *Exchange rate pass-through in Brazil*. IMF Working Paper. Julio.
5. Borensztein, E., De Gregorio, J. (1999). *Devaluation and inflation alter currency crises*.
6. Chan, K. S., Tong, H., (1986). *On estimating thresholds in autoregressive models*. Journal of time series analysis 7 (3), 179-191.
7. Edwards, S., Vergara, R. (2004). *Política monetaria y estabilidad macroeconómica en Guatemala*.
8. Goldfajn, Ilan, y Poonam Gupta (1998). *Overshootings and reversals: The role of monetary policy*. Unpublished paper. International Monetary Fund. August.
9. Goldfajn, I., Valdés, R. O., (1999). *The aftermath of appreciations*. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 114, N° 1. February.
10. Goldfajn, I., Werlang, S. R. C (2000). *The pass-through from depreciation to inflation: A panel study*. Working Papers Series No. 5. Banco Central de Brasil. July.
11. Granger, C. W. J., Teräsvirta, T., (1993). *Modelling nonlinear economic relationship*. Oxford University Press, New York.
12. León Murillo, J.; Morera Martinelli, A. P.; Ramos González, W., (2001). *El pass-through del tipo de cambio: Un análisis para la economía costarricense de 1991 al 2001*. Documento de Investigación del Banco Central de Costa Rica. Diciembre.
13. Luukkonen, R.; Saikkonen, P.; Teräsvirta, T. (1998). *Testing linearity against smooth transition autoregressive models*. Biometrika 75 (3), 491-499.
14. Koop, G.; Pesaran, M. H.; y Potter, S. M. (1996). *Impulse response analysis in non-linear multivariate models*. Journal of Econometrics, N° 66, 387-414.
15. León Murillo, J.; Laverde Molina, B.; Durán Víquez, R. (2002). *Pass-through del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica*. Documento de Investigación del Banco Central de Costa Rica. Junio.
16. Mendoza L., O. A. (2004). *Las asimetrías del pass-through en Venezuela*. Colección Economía y Finanzas, Serie Documentos de Trabajo No. 62, Banco Central de Venezuela. Septiembre.
17. Mendoza L., O. A. (2006). *Introducción a la estimación de modelos regresivos con transición suave*. Mimeografiado. Junio.
18. Mendoza, O., Pedauga, L. (2006). *El pass-through en los precios de bienes y servicios en Venezuela*. Serie Documentos de Trabajo N° 70. Banco Central de Venezuela. Agosto.
19. Miller, S. (2003). *Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002*. Revista de Estudios Económicos N° 10. Banco Central de Reserva del Perú, noviembre.
20. Taylor, J. B. (2000). *Low Inflation, pass-through and the pricing power of firms*. European Economic Review No. 44, diciembre.
21. Teräsvirta, T. (1994). *Specification, estimation and evaluation of smooth transition autoregressive models*. Journal of the American Statistical Association 89 (425), 208-218.

22. 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.
23. Winkelried Q., 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

