



EL COLEGIO DE MÉXICO

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL GRADO DE
MAESTRO EN ECONOMÍA

ESTIMACIÓN DEL EFECTO PASS THROUGH

EN LA ECONOMÍA MEXICANA

GUSTAVO RODRIGO PÉREZ VALDESPÍN

PROMOCIÓN 2004-2006

ASESOR:

DR. GERARDO ESQUIVEL HERNÁNDEZ

2007



A
Diana y Gustavo Rodrigo

Estimación del Efecto Pass Through en la Economía Mexicana

Gustavo Rodrigo Pérez Valdespín*

Resumen

Este trabajo estima el efecto de traspaso del tipo de cambio a los precios en la economía Mexicana en el periodo de 1985 a 2005, utilizando un modelo de vectores autorregresivos con transición suave logística (LSTVAR), el cual es útil para evaluar asimetrías. Se observa que el nivel inicial de inflación, el estado de la economía y la variabilidad del tipo de cambio son factores importantes en la determinación del efecto del *pass through*. El principal resultado de este trabajo 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.

* Agradezco a mi asesor de tesis el Dr. Gerardo Esquivel por su valioso apoyo para realizar este trabajo, a mis compañeros de la Maestría en Economía y a todos mis profesores de El Colegio de México. Gracias

Introducción.

A partir del artículo de Calvo y Reinhart, “Fear of Floating”¹ del 2002, en el cual se hace un análisis de los países que se declaran libres flotadores de la moneda y si de facto lo son, se ha incrementado la literatura sobre el tema. En ese artículo se señala que uno de los determinantes del miedo a flotar es un alto *pass through* de las variaciones del tipo de cambio a los precios. La clasificación realizada por Calvo y Reinhart puede tener costos para los países que son considerados temerosos de flotar, ya que al ser incluidos en esta lista, lo que se está poniendo en evidencia es que estos países no están siguiendo el régimen monetario que ofrecen. La mala clasificación implica para el inversionista que el banco central de estos países no es confiable, dañando la credibilidad y finalmente obstaculizando la inversión extranjera y el acceso a los mercados internacionales de capital, por generar un premio al riesgo mayor.

Después de la crisis de 1995, México se declaró como un país libre flotador. Sin embargo, la lista de Calvo y Reinhart lo contempla como uno de los países temeroso de flotar. Por lo tanto, es de especial relevancia evaluar los determinantes del miedo a flotar para la economía mexicana y dentro de estos, es importante el evaluar si el tamaño del efecto “pass through” puede influir en dicho comportamiento.

La literatura reciente sobre el tema ha mostrado que el efecto ha disminuido. Dicha evidencia, incluye bajos coeficientes de relación entre la inflación y la depreciación de la moneda doméstica, así como bajos coeficientes para tasas acumuladas de depreciación, en donde tanto la tasa de inflación o de interés son variables dependientes. García y Restrepo (2001) y Schmidt-Hebbel y Werner (2002) usan un análisis de correlación simple (con rezagos) entre la inflación y la depreciación de la moneda para medir el grado del efecto del *pass through* en la inflación y muestran que el coeficiente de relación entre estas dos variables ha disminuido sustancialmente para Brasil, Chile y México durante la década de los 90’s, durante la cual todos esos países adoptaron políticas de objetivos inflacionarios.

¹ El término “fear of floating” fue introducido por Calvo y Reinhart (2002) y Reinhart (2000). Éste se refiere a intervenciones directas o indirectas en el mercado cambiario por parte del Banco Central, el cual ha declarado tener un régimen de tipo de cambio flexible.

Baqueiro, Díaz de León y Torres (2003), Goldfajn y Ribeiro de Costa Werland (2000) y Schmidt-Hebbel y Werner (2002) usan la depreciación de la moneda doméstica como variable explicatoria en regresiones donde la tasa de inflación o la tasa de interés tienen el papel de variable dependiente. En una muestra de países, Baqueiro, Díaz y Torres (2003) analizan el traspaso del tipo de cambio a los precios en la transición de escenarios de inflación alta a escenarios de inflación baja y estable. Prueban que los regímenes de inflación baja y estable propician una disminución del traspaso del tipo de cambio a los precios y, por tanto, una disminución del miedo a flotar mientras que Schmidt-Hebbel y Werner (2002) muestran el mismo resultado para los casos donde la tasa de interés doméstica es la variable dependiente. Ambos estudios, como se mencionó anteriormente, consideran en su análisis países que han adoptado objetivos inflacionarios.

Hay un debate sobre por qué este fenómeno ha disminuido y en dónde están sus causas. Reyes (2004) muestra que el bajo efecto del *pass through* puede ser un resultado natural bajo los regímenes de objetivos inflacionarios y argumenta, contrario a los estudios previos, que el efecto de la variación del tipo de cambio sobre la inflación sigue siendo un tema relevante para los países emergentes con objetivos inflacionarios y que la evidencia empírica mostrada en trabajos previos pierde de vista la naturaleza de la relación entre la inflación y la tasa de tipo de cambio nominal bajo regímenes de *inflation targeting*. En ese sentido, la disminución del efecto, podría ser simplemente el resultado de intervenciones directas e indirectas en el mercado cambiario.

Por otro lado, Devereux y Yetman (2002) muestran que la tasa del traspaso del tipo de cambio a los precios es parcialmente determinada por factores macroeconómicos, en particular, las rigideces de precios y que la media de la inflación y la media de la depreciación del tipo de cambio tienden a aumentar la magnitud del traspaso, pero no de una forma lineal. Goldfajn y Werlang (2000) encuentran que los principales determinantes del traspaso del tipo de cambio son los componentes cíclicos del producto, el grado de sobrevaluación inicial del tipo de cambio real, la tasa inicial de inflación y el grado de apertura de la economía. 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 características del *pass through*, las cuales son el tamaño de la perturbación y el signo de la misma. En presencia de imperfecciones en los mercados, tales como costos de menú y asimetrías de información, el efecto sobre los precios de las perturbaciones cambiarias depende de la magnitud de las mismas. 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 fin de transferir parcial o totalmente a los consumidores los incrementos en los costos de producción y distribución derivados de la depreciación. Por su parte, evaluar el impacto sobre los precios de perturbación cambiaria de diferentes signos, es también relevante para el diseño de la política económica, ya que ello ayudaría a conocer, por ejemplo, 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 particular* investigar los tres tipos de asimetrías mencionadas (estado inicial de la economía, tamaño y signo de una perturbación cambiaria) que pueden estar presentes en la estimación del efecto del *pass through* de una perturbación cambiaria a los precios en México durante el período de diciembre de 1985 a diciembre de 2005.

El modelo econométrico utilizado para el estudio de posibles asimetrías en el *pass through* 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*. En la segunda sección se explica la construcción de las series y los datos utilizados, así como la metodología de estimación. La tercera sección se dedica a las simulaciones del *pass through* diferenciadas por la situación imperante al momento del choque, así como por su magnitud y signo. Finalmente, se ofrecen las conclusiones.

1. Modelo LSTVAR.

Una especificación regresiva de transición suave² -*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 mas investigada recientemente, 2) tamaño de la perturbación, es decir, si los precios podrían reaccionar en forma diferente a choques de distinto tamaño en el tipo de cambio y 3) el signo del choque, es decir, se tratará de averiguar si 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 y afectar no sólo en el *pass through*, sino también en otras variables económicas cuando existen imperfecciones en los mercados, tales como rigideces de precios e información incompleta.

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

X_t es un vector (5x1) de la forma:

$$X_t = \Pi_1 + \sum_{m=1}^q \theta_{m1} X_{t-m} + (\Pi_2 + \sum_{m=1}^q \theta_{m2} X_{t-m}) F(TV_{t-d}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$F(TV_{t-d}) = [1 + \exp(-\gamma (TV_{t-d} - c))]^{-1} \quad (2)$$

$\gamma > 0$

Donde Π y θ son los parámetros a estimar.

El vector X_t está conformado por cinco variables: *ap*, *gap*, *de*, *lr* y *dlinpc*, donde la variable *ap* es un indicador de apertura comercial, *gap* denota a la brecha del logaritmo del índice de volumen de la producción industrial respecto a su tendencia, la cual se toma como un indicador del 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, *lr* es la tasa de interés nominal de

² Teräsvirta y Anderson (1992) describen los modelos autorregresivos de transición suave -*smooth transition autoregression model*- (STAR), los cuales son una extensión multivariable y uniecuacional de los modelos STR. Weise (1999) generaliza el modelo STAR a un caso multiecuacional el cual denomina -*logistic smooth transition vector autoregression model*- (LSTVAR).

ctes a 28 días y $dlinpc$ es la variación del logaritmo del índice de precios al consumidor o indicador de inflación mensual utilizada en este estudio.

$F(TV_{t-d})$ es una función indicadora o función de transición logística, que toma valores entre cero y uno. 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 γ es un parámetro de suavización.

ε_t es un vector (5x1) que contiene las perturbaciones o choques aleatorios a cada una de las cinco variables endógenas consideradas y del cual se asume que presenta la siguiente forma:

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

Es decir, las variables reales tienen efectos contemporáneos sobre las variables nominales. Aún 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 inmediatos en el grado de apertura o en la brecha del producto interno bruto.

Las variables gap y ap han sido utilizadas en otros trabajos de *pass through*. Romer (1993) encuentra que economías más abiertas tienen en promedio una tasa de 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 situación de auge las empresas pueden transferir más fácilmente a los consumidores el aumento en los costos ocasionados por una depreciación. Reyes (2004) puntualiza la relación entre la tasa de interés y

la inflación en objetivos inflacionarios y muestra que el banco central puede utilizar la tasa de interés o las reservas internacionales para mantener el tipo de cambio nominal en niveles que sean consistentes con el objetivo inflacionario.

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, $\exp[-\gamma (TV_{t-d} - c)]$ tiende a cero y la función de transición toma un valor de uno. En este caso, la ecuación (1) se convierte en:

$$X_t = \left(\prod_1 + \prod_2 \right) + \sum_{m=1}^q (\theta_{m1} + \theta_{m2}) X_{t-m} + \varepsilon_t$$

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

$$X_t = \prod_1 + \sum_{m=1}^q \theta_{m1} X_{t-m} + \varepsilon_t$$

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:

$$X_t = \left(\prod_1 + \prod_2 F \right) + \sum_{m=1}^q (\theta_{m1} + \theta_{m2} F) X_{t-m} + \varepsilon_t$$

El *pass through* (PT) se calcula a partir de las impulso respuestas acumuladas³ de la inflación debido a choques en la depreciación.

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

³ 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*.

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*.

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; éstas son el nivel y la variabilidad de la tasa de inflación, la persistencia de las fluctuaciones cambiarias, y el nivel o variación de las reservas internacionales.

2. ESTIMACIÓN DEL MODELO LSTVAR

2.1 DATOS Y CONSTRUCCIÓN DE VARIABLES.

Las variables *dlinpc* y *de* son construidas como las primeras diferencias de los logaritmos de los índices nacional de precios al consumidor y del tipo de cambio promedio mensual (Pesos/US\$). La tasa de interés mensual se construyó a partir de obtener el promedio de los datos diarios en cada mes de la tasa de cetes a 28 días y posteriormente, se obtiene el logaritmo. El indicador de ciclo económico (*gap*) se calculó como la desviación del logaritmo del índice de volumen industrial mensual respecto a su tendencia, obtenida a través del filtro de Hodrick-Prescott. La serie mensual del indicador de apertura comercial *ap* se construyó a partir de la mensualización del PIB trimestral a precios constantes, en el mismo período señalado, para lo cual se utilizó el programa RATS para interpolar los datos faltantes a través de un modelo ARIMA(1,1,0). Teniendo este dato, el indicador de apertura se mide como la proporción del comercio internacional respecto al PIB. Las series fueron obtenidas de la base de datos del

Banco de México, los datos son mensuales y abarcan el período de diciembre de 1985 a diciembre de 2005.

CUADRO 1: PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA: DICKY- FULLER.

| Variable | variable en nivel | | | | variable en primeras diferencias | | | | | |
|-------------|-----------------------|----|----|-------------|----------------------------------|-----------------------|----|----|-------------|--------|
| | Número de rezagos SIC | c | t | estadístico | Prob | Número de rezagos SIC | c | t | estadístico | Prob |
| R | | | | | | | | | | |
| | 2 | No | no | -1.9721 ** | 0.0467 | 1 | no | no | -11.2220 * | 0.0000 |
| | 2 | Si | no | -2.3154 | 0.1680 | 1 | si | no | -11.2193 * | 0.0000 |
| | 2 | Si | si | -3.1039 | 0.1078 | 1 | si | si | -11.2023 * | 0.0000 |
| E | | | | | | | | | | |
| | 1 | No | no | 1.7627 | 0.9813 | 0 | no | no | -12.3361 * | 0.0000 |
| | 1 | Si | no | -1.0628 | 0.7306 | 0 | si | no | -12.7870 * | 0.0000 |
| | 1 | Si | si | -1.6260 | 0.7800 | 0 | si | si | -12.7903 * | 0.0000 |
| Ri | | | | | | | | | | |
| | 0 | No | no | 2.9801 | 0.9993 | 0 | no | no | -13.5559 * | 0.0000 |
| | 0 | Si | no | 1.2060 | 0.9982 | 0 | si | no | -13.9170 * | 0.0000 |
| | 0 | Si | si | -0.9824 | 0.9433 | 0 | si | si | -14.0599 * | 0.0000 |
| Inc. | | | | | | | | | | |
| | 2 | No | no | 4.7543 | 1.0000 | 12 | no | no | -1.0152 | 0.2782 |
| | 2 | Si | no | 4.0631 | 1.0000 | 12 | si | no | -1.9308 | 0.3177 |
| | 2 | Si | si | 0.8226 | 0.9998 | 12 | si | si | -5.8987 * | 0.0000 |
| Y | | | | | | | | | | |
| | 13 | No | no | 2.1631 | 0.9929 | 13 | no | no | -2.7664 * | 0.0057 |
| | 13 | Si | no | -1.1504 | 0.6958 | 12 | si | no | -4.1871 * | 0.0009 |
| | 14 | Si | si | -2.9364 | 0.1531 | 12 | si | si | -4.2074 * | 0.0051 |
| Ap | | | | | | | | | | |
| | 13 | No | no | 1.9275 | 0.9873 | 14 | no | no | -2.1410 ** | 0.0313 |
| | 13 | Si | no | 0.7188 | 0.9924 | 14 | si | no | -3.2383 ** | 0.0191 |
| | 13 | Si | si | -2.1156 | 0.5339 | 14 | si | si | -3.5416 ** | 0.0374 |
| Gap | | | | | | | | | | |
| | 14 | No | no | -5.9255 * | 0.0000 | 12 | no | no | -5.5676 * | 0.0000 |
| | 14 | Si | no | -5.9042 * | 0.0000 | 12 | si | no | -5.5537 * | 0.0000 |
| | 14 | Si | si | -5.8735 * | 0.0000 | 12 | si | si | -5.5408 * | 0.0000 |
| De | | | | | | | | | | |
| | 1 | No | no | -6.2127 * | 0.0000 | 6 | no | no | -10.6965 * | 0.0000 |

| | | | | | | | | | | |
|---------------|---|----|----|-----------|--------|---|----|----|-----------|--------|
| Dlinpc | 0 | Si | no | -9.9337* | 0.0000 | 8 | si | no | -9.7775* | 0.0000 |
| | 0 | Si | si | -10.2451* | 0.0000 | 8 | si | si | -9.80574* | 0.0000 |
| | 1 | No | no | -3.4942* | 0.0005 | 3 | no | no | -10.3963* | 0.0000 |
| | 1 | Si | no | -4.1046* | 0.0012 | 3 | si | no | -10.3905* | 0.0000 |
| | 1 | Si | si | -4.7915* | 0.0006 | 3 | si | si | -10.3790* | 0.0000 |

Notas: El número de retardos en cada ecuación se obtuvo a través del criterio de información de Schwarz.

*1% ** 5% y ***10%. c, t denotan constante y tendencia respectivamente.

dlinpc y *de* son la primera diferencia del logaritmo del índice nacional de precios al consumidor y el tipo de cambio nominal respectivamente.

El cuadro 1 presenta la prueba de Dickey Fuller aumentada de raíces unitarias para las series; como se puede observar las series en niveles presentan problemas de raíces unitarias, excepto la tasa de interés, (*r*), el ciclo económico (*gap*), la tasa de depreciación del tipo de cambio (*de*) y la diferencia del logaritmo del índice nacional de precios al consumidor (*dlinpc*). La prueba realizada en primeras diferencias nos muestra que todas las series son estacionarias.

2.2 Estimación y Resultados.

El procedimiento de especificación para los modelos *Smooth Transition Regressive* (STR) consiste en tres pasos según lo estipulado en Granger y Teräsvirta (1993):

- i) Especificar un modelo lineal para formar un punto de partida para el análisis.
- ii) Probar linealidad contra STR usando el modelo especificado en (i) como el modelo nulo. Si es rechazada, determinar la variable de transición.
- iii) 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 fin 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 México correspondientes al período 1985:12 – 2005:12.

2.3. Prueba de linealidad

Las pruebas de linealidad se realizan con base a un modelo estándar de 5 variables VAR donde el modelo alternativo es un LSTVAR como el descrito en la sección previa. El modelo lineal VAR sirve como punto de partida, incluye las primeras diferencias del logaritmo del tipo de cambio, el índice general de precios, la brecha del logaritmo del índice del volumen de la producción industrial, la variable de apertura económica y el logaritmo de la tasa de interés de los cetes a 28 días, los datos son mensuales y como se mencionó anteriormente fueron obtenidos del banco de información económica y financiera del Banco de México. El periodo de estudio es de 1985:12 a 2005:12. Se incluyen los primeros 4 rezagos de las variables en cada ecuación. Cabe señalar, que el número de coeficientes estimados en las pruebas de linealidad y el modelo LSTVAR aumenta en proporción al número de coeficientes en el modelo VAR lineal estándar; por lo tanto, hay una justificación de trabajar con el menor número de coeficientes en el modelo lineal.

El orden de diferenciación y el número de rezagos del modelo lineal es escogido con base a la especificación de las pruebas convencionales. El criterio de Schwarz sugiere usar 1 rezago, sin embargo, se decidió utilizar los 4 primeros rezagos para los dos modelos tomando en cuenta que los datos son mensuales, ya que se piensa que el efecto se reflejará mejor utilizando éstos. Las pruebas de linealidad son versiones F de las pruebas de los Multiplicadores de Lagrange descritas en Granger y Terasvirta (1993). Las pruebas presentan evidencia fuerte en contra de linealidad y a favor del modelo LSTVAR.

Se realiza la prueba sobre la hipótesis nula $H_0: \gamma = 0$ contra la alternativa $H_1: \gamma > 0$ en la ecuación (1). La prueba se realiza en tres pasos. Suponga un modelo VAR con k variables de orden (p) y sea $W_t = (X_{1,t-1}, X_{1,t-2}, \dots, X_{1,t-p}, X_{2,t-1}, X_{2,t-2}, \dots, X_{k,t-p})$. Asumimos que la variable de transición es conocida y es z_t . Para probar linealidad ecuación por ecuación se procede de la siguiente forma:

- i) Se corre la regresión:

$$X_{it} = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^{pk} \beta_{ij} W_{jt} + u_{it}$$

y se guardan los residuales \hat{u}_{it} . Definimos $SSR_0 = \sum \hat{u}_{it}^2$

ii) Corremos la regresión:

$$u_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^{pk} \alpha_{ij} W_{jt} + \sum_{j=1}^{pk} \delta_{ij} z_{jt} W_{jt} + v_{it}$$

Y nuevamente se guardan los residuales \hat{v}_{it} . Definimos $SSR_1 = \sum \hat{v}_{it}^2$

iii) Calculamos el estadístico $LM = T(SSR_0 - SSR_1)/SSR_0$. Donde T es el número de observaciones.

Bajo la hipótesis nula, LM está distribuido como una $\chi^2(pk)$.

Para los propósitos de este trabajo, debemos hacer la prueba de linealidad al modelo VAR, por lo tanto, la prueba apropiada para el sistema en su conjunto es utilizar una prueba de verosimilitud log Likelihood de la hipótesis nula $H_0: \gamma = 0$ en todas la ecuaciones. Sea $\Omega_0 =$

$\sum \hat{u}_{it}^2 / T$ y $\Omega_1 = \sum \hat{v}_{it}^2 / T$ la matriz de varianza – covarianza estimada de los residuales de las regresiones restringida y no restringida respectivamente. Entonces $LR = T\{\log|\Omega_0| - \log|\Omega_1|\}$ está asintóticamente distribuida como una $\chi^2(pk^2)$.

El cuadro núm. 2 reporta los resultados de las pruebas de linealidad usando los datos descritos en la sección (2.1). Específicamente, para los fines de capturar una posible dinámica no lineal se probaron como variables de transición a los primeros cuatro retardos de *ap*, *gap*, *de*, *lr* y *dlinpc*, los *p-values* son reportados en paréntesis y son obtenidos por el método *Bootstrapped*. Para calcular los valores *p*, el modelo lineal fue estimado y se extrajeron muestras de los residuales para construir 1000 series de datos artificiales. Se calculó un estadístico *F* o *LR* para cada una de las 1000 series de datos artificiales obtenidas y se comparó con el estadístico *F* o *LR* calculado para los datos reales. El *p-value* es el número de veces que los estadísticos *F* y *LR*

obtenidos de las series artificiales excedieron el estadístico calculado para los datos reales, dividido entre mil.

CUADRO 2: PRUEBA DE LINEALIDAD CON MULTIPLICADORES DE LAGRANGE

| <i>Variable de Transición</i> | <i>Estadístico F</i> | | | | | |
|-------------------------------|-----------------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | <i>Variable Dependiente</i> | | | | | |
| | <i>AP</i> | <i>GAP Y</i> | <i>DEL</i> | <i>LR</i> | <i>DLINPC</i> | <i>LR</i> |
| ap _(t-1) | 52.1083 (0.00000) | 46.53230 (0.00100) | 29.49180 (0.18400) | 12.31880 (0.93500) | 24.27520 (0.35300) | 146.05510 (0.00400) |
| ap _(t-2) | 55.0494 (0.00100) | 46.03200 (0.00000) | 19.97910 (0.53700) | 9.79370 (0.98700) | 21.68570 (0.44600) | 139.68080 (0.01100) |
| ap _(t-3) | 54.6075 (0.00000) | 43.79800 (0.00100) | 20.73740 (0.50800) | 11.41510 (0.97000) | 20.95530 (0.50000) | 138.81670 (0.01900) |
| ap _(t-4) | 57.3052 (0.00000) | 46.55910 (0.00000) | 20.51840 (0.51600) | 13.79730 (0.90700) | 21.07790 (0.47900) | 144.57280 (0.00900) |
| gap _(t-1) | 44.0885 (0.01100) | 35.07350 (0.03200) | 41.09250 (0.05300) | 28.31140 (0.20600) | 44.54230 (0.03600) | 155.25930 (0.00600) |
| gap _(t-2) | 40.1289 (0.01800) | 40.50550 (0.00800) | 56.45960 (0.00800) | 27.40730 (0.21900) | 49.59850 (0.02300) | 211.34670 (0.00000) |
| gap _(t-3) | 46.0061 (0.00000) | 39.36670 (0.00900) | 30.42130 (0.14500) | 22.59420 (0.38800) | 14.37560 (0.76500) | 140.67520 (0.01400) |
| gap _(t-4) | 12.6272 (0.91700) | 20.44630 (0.55700) | 61.31340 (0.00700) | 36.64270 (0.04400) | 47.61780 (0.02100) | 156.63280 (0.00300) |
| de _(t-1) | 22.1204 (0.43200) | 30.85910 (0.08900) | 106.26130 (0.00000) | 51.36480 (0.00000) | 69.53900 (0.00400) | 266.21250 (0.00000) |
| de _(t-2) | 17.4832 (0.70000) | 28.57370 (0.14800) | 77.44520 (0.00000) | 51.76910 (0.00000) | 54.38190 (0.01800) | 169.93850 (0.00100) |
| de _(t-3) | 17.3928 (0.72600) | 31.58630 (0.07400) | 51.77500 (0.01800) | 31.08050 (0.11300) | 34.17840 (0.11000) | 145.60300 (0.00800) |
| de _(t-4) | 13.6707 (0.88700) | 29.37660 (0.12600) | 29.40670 (0.18800) | 16.25420 (0.77700) | 42.77690 (0.04300) | 133.03020 (0.03800) |
| lr _(t-1) | 26.6842 (0.23200) | 25.01350 (0.33000) | 24.35450 (0.31600) | 21.67850 (0.47500) | 40.96800 (0.03800) | 130.76540 (0.03000) |
| lr _(t-2) | 20.4307 (0.57200) | 28.94110 (0.16500) | 16.73130 (0.70400) | 13.82160 (0.90200) | 44.26140 (0.02000) | 126.95480 (0.04700) |
| lr _(t-3) | 19.6526 (0.58100) | 28.70850 (0.16300) | 24.85540 (0.28600) | 21.27940 (0.50200) | 54.17320 (0.00300) | 138.28290 (0.01500) |
| lr _(t-4) | 17.8417 (0.69900) | 30.19270 (0.13300) | 42.33110 (0.03100) | 28.28280 (0.20200) | 53.55750 (0.00200) | 154.52070 (0.00000) |
| dlinpc _(t-1) | 15.1157 (0.85100) | 26.13830 (0.26000) | 53.97180 (0.01100) | 23.76790 (0.37700) | 94.18500 (0.00000) | 216.45330 (0.00000) |
| dlinpc _(t-2) | 17.6138 (0.69500) | 33.77190 (0.06600) | 43.51110 (0.02500) | 17.36990 (0.70700) | 105.56560 (0.00000) | 227.12360 (0.00000) |
| dlinpc _(t-3) | 20.4632 (0.53200) | 44.57720 (0.00300) | 25.94080 (0.26200) | 16.25510 (0.79000) | 98.91310 (0.00000) | 213.57580 (0.00000) |
| dlinpc _(t-4) | 16.9944 | 39.04200 | 45.64420 | 23.31920 | 100.41020 | 213.77750 |

| | | | | | | |
|---------------|----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | (0.74800) | (0.00700) | (0.02000) | (0.37100) | (0.00000) | (0.00000) |
| $lri_{(t-1)}$ | 32.5528 (0.10300) | 28.64140 (0.17100) | 31.96270 (0.11600) | 24.23880 (0.37600) | 17.33250 (0.69100) | 127.36290 (0.04000) |
| $lri_{(t-2)}$ | 34.9365 (0.04900) | 25.65590 (0.26500) | 39.63740 (0.04200) | 35.93240 (0.05600) | 17.87670 (0.66600) | 133.49950 (0.02800) |
| $lri_{(t-3)}$ | 38.6994 (0.03200) | 25.94760 (0.29200) | 39.12310 (0.05700) | 28.48380 (0.22100) | 13.82590 (0.84800) | 137.71270 (0.01400) |
| $lri_{(t-4)}$ | 36.0332 (0.05400) | 28.36200 (0.19300) | 20.82270 (0.48800) | 14.31570 (0.90900) | 16.41130 (0.73200) | 128.31470 (0.04400) |

Nota: Valores p- value estimados por el método Bootstrapping. Las características de las variables son las señaladas en la sección 2.1 El modelo lineal se estimó con cuatro rezagos. Los estadísticos F y LR son obtenidos con el método Bootstrapping de realizar 1000 replicaciones. La hipótesis nula es un modelo lineal vs la alternativa es un modelo LSTVAR

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 cuando se utilizan como variables de transición a la tasa de crecimiento del INPC, así como a la tasa de depreciación nominal de la moneda. De igual forma, se muestra evidencia fuerte de no linealidad utilizando como variable de transición a la brecha del producto. Otras posibles variables de transición son algunos rezagos de las reservas internacionales acumuladas.

Debido a la diversidad de alternativas para estimar el modelo no lineal, se decidió iniciar el proceso de estimación para los primeros 4 rezagos de las variables endógenas y la variable exógena de reservas internacionales.

2.4. Estimación del modelo no lineal

En la estimación de un modelo STR es necesario contar con buenos valores iniciales. Se realizó una búsqueda simultánea de malla (*two dimensional grid search*) de los coeficientes de transición, c , y de suavización, γ . En la búsqueda del valor inicial de c se ordenó de menor a mayor cada serie evaluada como TV y se excluyó el 15% de las observaciones en ambos extremos. Para la búsqueda del valor de γ se consideró un rango de valores desde 0.5 hasta 10.

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 estarían ubicadas en alguno de los dos regímenes y , por consiguiente, tal especificación constituiría un caso poco práctico de considerar.

Las especificaciones resultantes de utilizar al rezago 4 de las variables gap , de , $dlinpc$, lri como variables de transición, presentaron la mejor distribución de observaciones a ambos lados del valor de c estimado. Entre las otras alternativas, aquellas que utilizaron los rezagos de 1 a 3 de las variables antes mencionadas 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 de_{t-4} como variable de transición, dadas sus implicaciones más directas en términos de política cambiaria.

Los parámetros de las cuatro especificaciones seleccionadas en esta etapa; esto es, con gap_{t-4} , de_{t-4} , $dlinpc_{t-4}$, lri_{t-4} como variables de transición, se estimaron libremente utilizando como valores iniciales todos los coeficientes estimados en la búsqueda simultánea. Posteriormente, mediante la aplicación de la técnica de *bootstrapping* (Koop, Pesaran y Potter, 1996), se procedió a la estimación de las funciones impulso-respuesta de perturbaciones de diferente tamaño y signo en la tasa de depreciación y al cálculo del *pass through* para cada una de las cuatro especificaciones y para cada uno de los estados de la economía o regímenes descritos.

El cuadro 3 muestra información sobre los parámetros de la función de transición estimados para cada uno de los cuatro modelos, así como del número de observaciones en cada régimen durante el período de estudio.

CUADRO 3: VALORES ÓPTIMOS DE LOS PARÁMETROS DE TRANSICIÓN Y SUAVIZACIÓN Y NÚMERO DE OBSERVACIONES EN CADA RÉGIMEN

| Variable de Transición | Parámetros de Transición Estimados | | Número de Observaciones en cada Régimen | | |
|------------------------|------------------------------------|--------|---|------------|------|
| | γ | c | Bajo | Transición | Alto |
| $de_{(t-4)}$ | 10.00 | 0.0176 | 32 | 163 | 36 |
| $dlinpc_{(t-4)}$ | 2.895 | 0.0043 | 30 | 165 | 36 |

| | | | | | |
|---------------|-------|---------|----|-----|----|
| $gap_{(t-4)}$ | 5.381 | 0.0301 | 36 | 164 | 32 |
| $Dri_{(t-4)}$ | 10.00 | 16.0550 | 36 | 167 | 28 |

Nota: Obtenidos en la doble búsqueda así como del número de observaciones inferiores e iguales o superiores al valor estimado de c .

Las figuras 1, 2, 3 y 4 muestran las variables de transición para las 4 especificaciones.

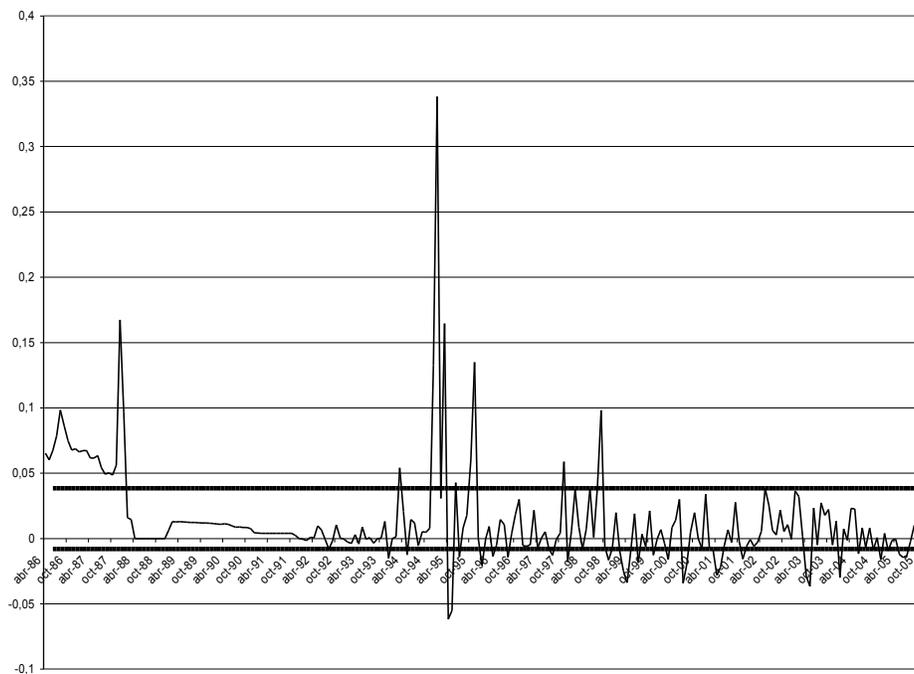


Figura 1 Variable de Transición de_{t-4}

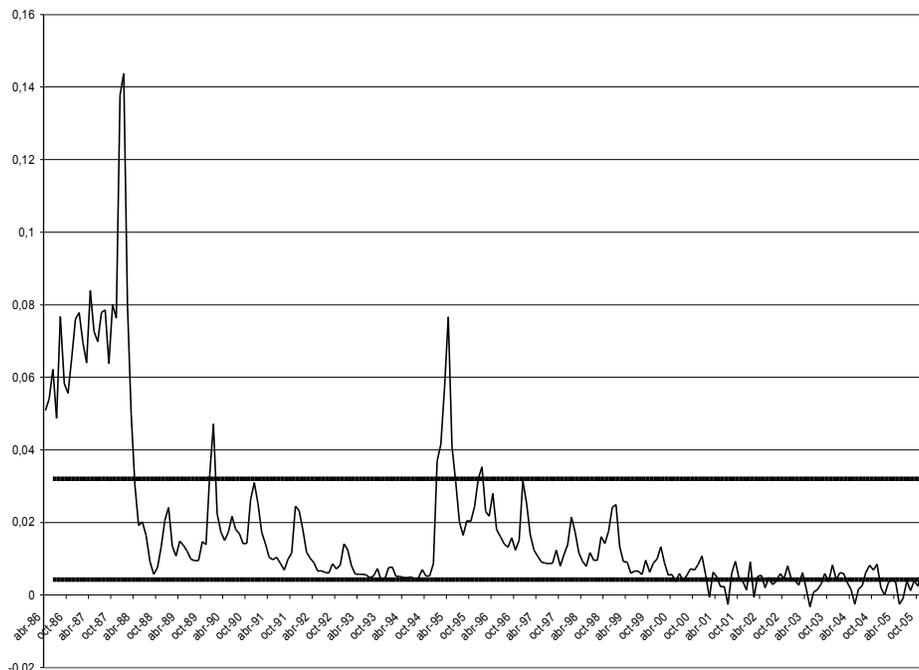


Figura 2 Variable de Transición $dlinpc_{t-4}$

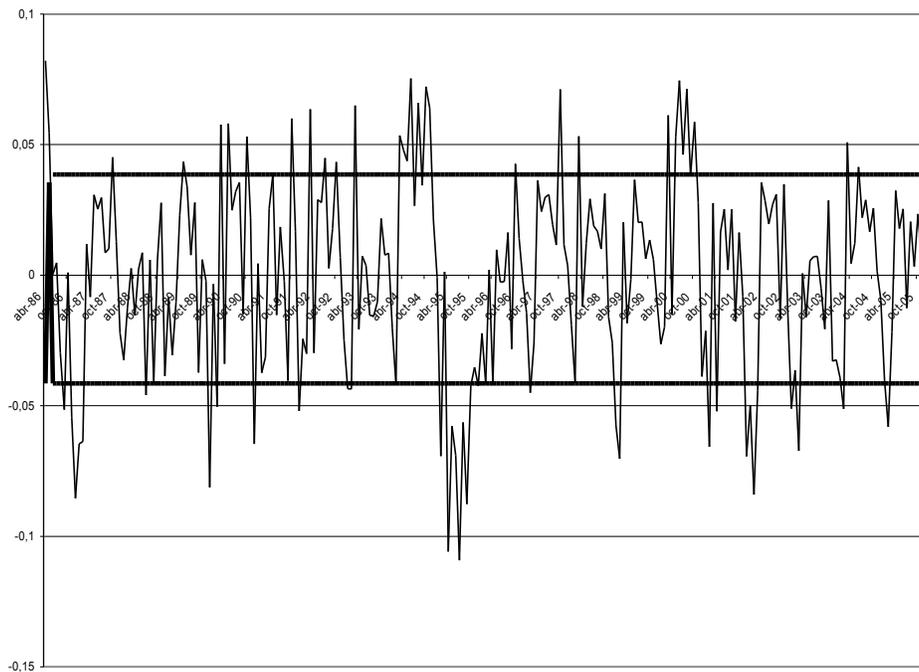


Figura 3 Variable de Transición gap_{t-4}

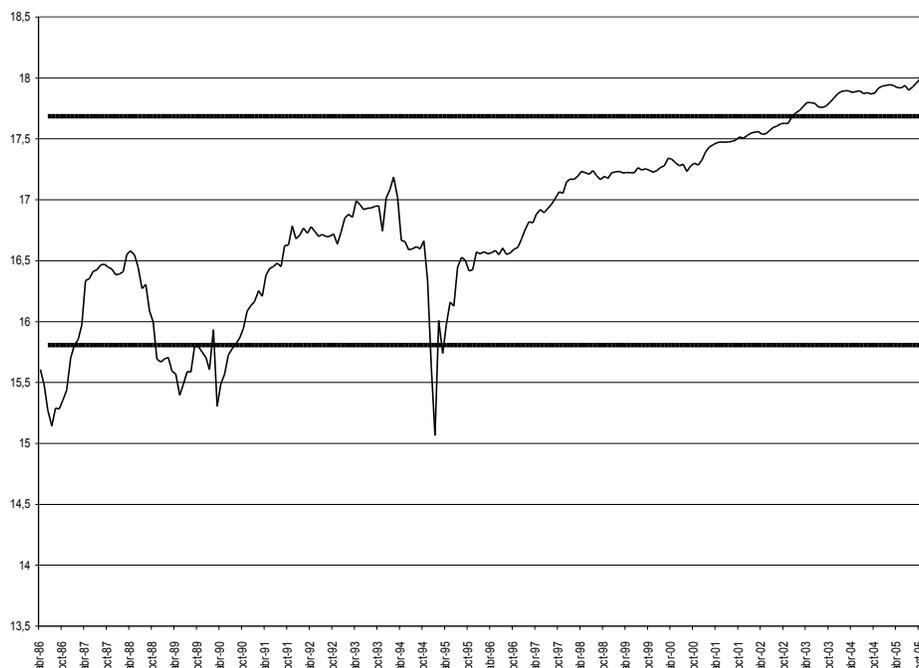


Figura 4 Variable de Transición Iri_{t-4}

Cuando TV es de_{t-4} (figura 1), el régimen alto o de aceleración pronunciada del tipo de cambio nominal está definido por cambios en la tasa de depreciación mayores a 3.84 puntos porcentuales en un mes, el régimen de depreciaciones estables o decrecientes se corresponde con aquellos cambios en la tasa de depreciación inferiores a .8 puntos porcentuales y la transición o aceleración moderada del tipo de cambio, está acotado por variaciones en la depreciación entre 0.8 y 3.84 puntos porcentuales.

Cuando $dlinpc_{t-4}$ es la variable de transición (figura 2), se identifican dos regímenes extremos y una transición entre ellos. El régimen alto o de inflación creciente está definido por variaciones de la tasa de inflación superiores a 3.2 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 0.4 puntos porcentuales, y la transición o régimen de inflación estable, lo definen los cambios de inflación entre 0.4 y 3.2 puntos porcentuales.

Cuando gap_{t-4} es la variable de transición (figura 3), se identifican dos regímenes extremos y una transición entre ellos. El régimen alto o de Auge económico está definido por

valores en la brecha del producto superior a 3.8 puntos porcentuales al mes. El régimen bajo o de recesión se corresponde con aquellas situaciones donde la brecha del producto presenta valores menores a -4.14 puntos porcentuales, y la transición está definida por el intervalo entre estos dos valores.

La funciones impulso respuesta que aparecen en la siguiente sección fueron calculadas asumiendo que el modelo no lineal es conocido, es decir, se ignora la variabilidad del muestreo⁴. Primero, los choques para el periodo de cero a H son extraídos de los residuales del modelo estimado LSTVAR y por los valores dados inicialmente a las variables, alimentado a través del modelo estimado para construir una serie de datos simulada. El resultado es un pronóstico que depende de los valores iniciales y una secuencia particular de choques. Después, el mismo procedimiento es realizado (con los mismos valores iniciales y la extracción de los residuales) excepto que el choque para la variable *de* (variabilidad del tipo de cambio) en el período cero es fijada a una o dos desviaciones estándar del modelo lineal. Los choques son alimentados a través del modelo y se realiza un pronóstico como se describió anteriormente. La diferencia entre este pronóstico y el modelo lineal es la función impulso-respuesta para una secuencia particular de choques y de valores iniciales. Las funciones impulso-respuesta son calculadas para 1000 extracciones de los residuales y promediadas para que la función impulso respuesta sólo dependa de los valores iniciales. Las funciones impulso respuesta obtenidas son promediadas sobre los valores iniciales tomados de las submuestras de los datos. Los choques son identificados usando la descomposición de Cholesky con la ecuación *de* ordenada en tercer lugar, lo cual quiere decir que no tienen efectos contemporáneos sobre la brecha del producto y la apertura comercial, no así para la tasa de interés y la inflación.

3. Las Asimetrías del *Pass Through*

Los modelos estimados muestran importantes asimetrías en el *pass through* en México, principalmente cuando la variación acumulada a 12 y 24 meses de la inflación, la brecha del producto, 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

⁴ Weise (1999) describe la aplicación de esta técnica para el caso de modelos LSTVAR.

choque. El cuadro 4 muestra un resumen de los resultados para las cuatro especificaciones o modelos estimados, para choques positivos y negativos, pequeños (una desviación estándar de un choque estructural en la depreciación) y grandes (dos desviaciones estándar) y dado el régimen inicial descrito por la variable de transición. Las cuatro subsecciones siguientes describen las asimetrías encontradas en cada uno de los modelos estimados. Cabe señalar, que además se estimó el modelo estándar lineal para tener un punto de referencia respecto a las asimetrías presentadas.

CUADRO 4: LAS ASIMETRÍAS DEL *PASS THROUGH*

Pass through según variable de transición, tamaño y signo

| Tamaño de Shock S.D. | Choques Positivos % | | Choques Negativos % | |
|--|---------------------|---------|---------------------|---------|
| | 1 año | 2 años | 1 año | 2 años |
| <i>Depreciación Acelerada del Tipo de Cambio</i> | | | | |
| 1 | 21.10% | 80.83% | 11.93% | 18.88% |
| 2 | 26.64% | 94.47% | 16.13% | 25.11% |
| <i>Estabilidad en el Tipo de Cambio</i> | | | | |
| 1 | 0.02% | -0.78% | 0.30% | 0.08% |
| 2 | 1.27% | -6.46% | 1.76% | 1.16% |
| <i>Auge de la Economía</i> | | | | |
| 1 | 11.14% | 19.75% | 2.59% | 5.30% |
| 2 | 14.74% | 26.31% | 0.87% | 2.74% |
| <i>Recesión Económica</i> | | | | |
| 1 | 1.39% | 2.20% | -3.33% | -5.19% |
| 2 | 2.37% | 3.50% | -7.63% | -12.47% |
| <i>Inflación Creciente</i> | | | | |
| 1 | 16.65% | 51.45% | 1.05% | 4.01% |
| 2 | 22.02% | 108.40% | -3.13% | -1.49% |
| <i>Inflación Estable</i> | | | | |
| 1 | 3.35% | 3.70% | -5.86% | -9.59% |
| 2 | 5.05% | 5.83% | -13.60% | -22.83% |
| <i>Niveles Bajos de las Reservas Internacionales</i> | | | | |
| 1 | 24.83% | 97.53% | 10.87% | 51.55% |
| 2 | 31.81% | 120.81% | 4.52% | 30.87% |

| | <i>Niveles Altos de las Reservas Internacionales</i> | | | |
|---|--|--------|---------|---------|
| 1 | 6.60% | 22.06% | -6.61% | -22.42% |
| 2 | 12.60% | 43.83% | -13.38% | -44.36% |

Nota: S.D se refiere a la desviación estándar de un choque estructural en la tasa de depreciación.

3.1. 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, se observan en el régimen alto, en este caso, definido como de alta depreciación o aceleración pronunciada del tipo de cambio.

La figura 5 muestra que el impacto en la inflación de choques pequeños y grandes (una y dos desviaciones estándares respectivamente de un choque estructural) en la tasa de depreciación es mayor cuando ocurre en una situación de aceleración pronunciada del tipo de cambio (régimen alto), que en una situación de estabilidad en la tasa de depreciación (régimen bajo), figura 6. A su vez, choques negativos grandes producen un mayor *pass through* en el régimen alto que en el bajo, figuras 7 y 8. Este resultado tiene una implicación importante en términos de política. Si se está en una situación de estabilidad cambiaria, una depreciación cuantitativamente importante no hace que la tasa de inflación se coloque en niveles altos, no siendo así en un régimen de alta depreciación. 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 (16.13% 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. Es importante señalar que el efecto medido con el modelo estándar es contra intuitivo, ya que indica que el nivel de precios disminuiría con un choque negativo del tipo de cambio, sin importar el tamaño del mismo, aún en un escenario de alta depreciación.

De la comparación de acuerdo al tamaño del choque, 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 mayor 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.

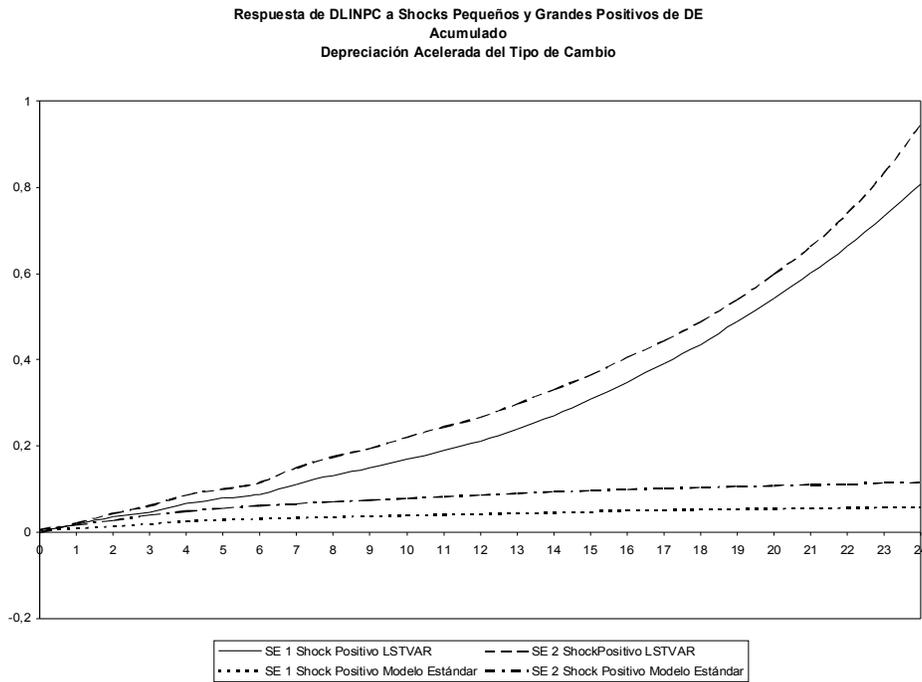


Figura 5

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Positivos de DE
Acumulado
Estabilidad del Tipo de Cambio

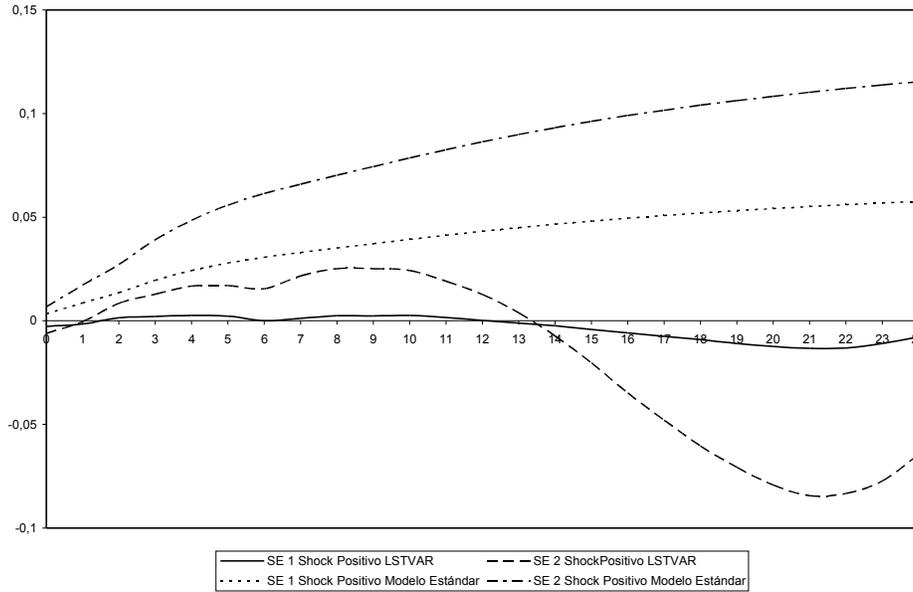


Figura 6

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Negativos de DE
Acumulado
Depreciación Acelerada del Tipo de Cambio

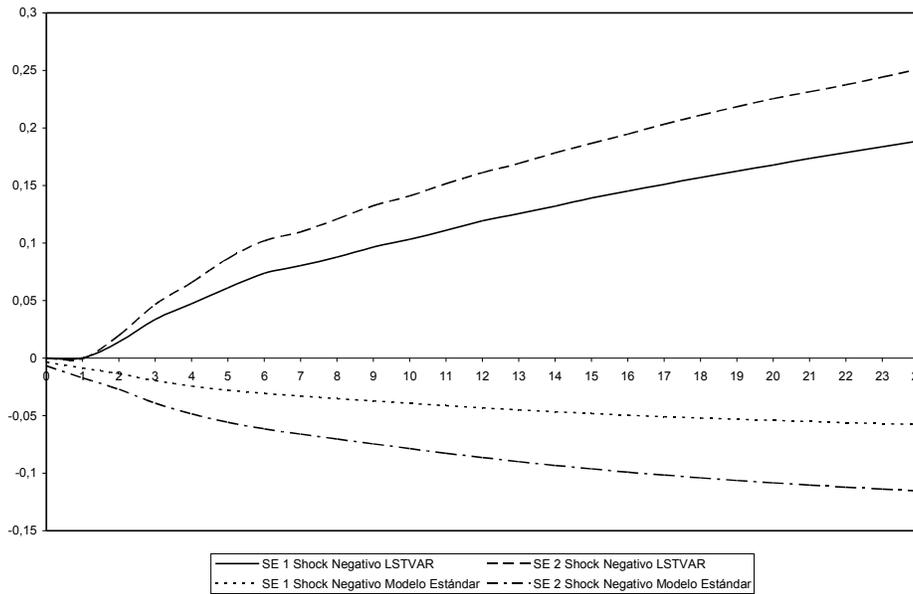


Figura 7

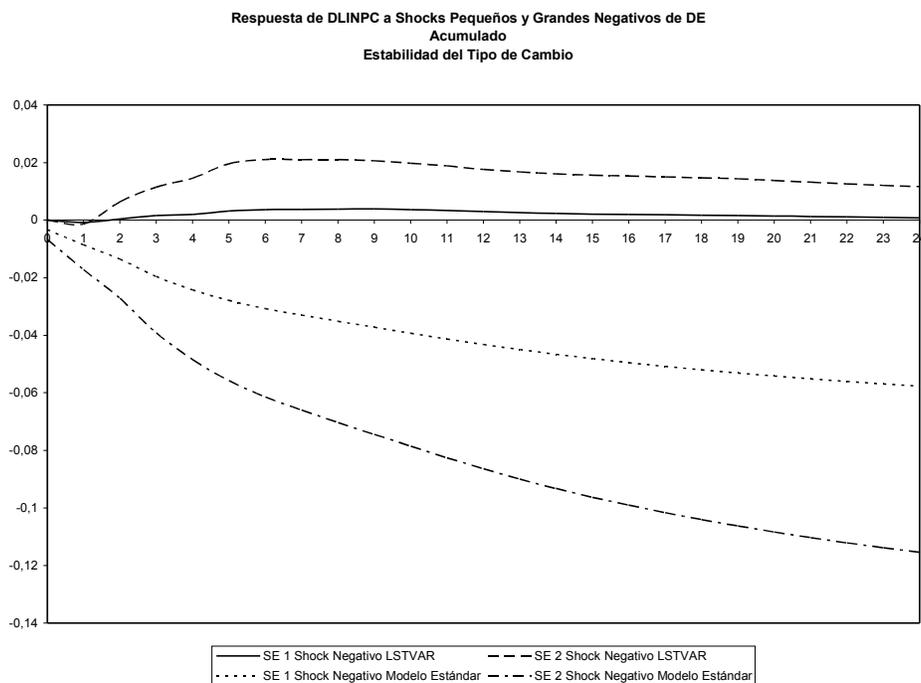


Figura 8

3.2. El *pass through* y el nivel de actividad económica.

Cuando la variable de transición es la brecha del producto, encontramos importantes asimetrías del *pass through*. En un escenario de auge económico, es decir, cuando el producto está por encima del producto potencial, choques positivos y grandes (2 desviaciones estándar), generan un traspaso mayor que choques de la misma magnitud en un escenario de recesión económica (14.74% y 2.37% respectivamente) -figuras 9 y 11-. Esto implica que en escenarios de auge económico las empresas pueden transmitir más fácilmente una depreciación importante del tipo de cambio a los precios, dado la alta demanda y no así en escenarios de recesión económica. Por tanto, en un escenario de auge económico, las empresas estarán más dispuestas a ajustar sus precios ante depreciaciones grandes.

Los choques grandes y negativos tienen una mayor incidencia en reducir el *pass through* en un escenario de recesión económica (-7.63% y -12.47% en un año y dos años respectivamente), que en uno de auge económico (.87% 2.74% a uno y dos años respectivamente) figuras 10 y 12. Mientras que un choque pequeño y negativo en escenarios de

auge económico, coloca a la inflación en una senda de crecimiento mayor que choques grandes y negativos (5.30% y 2.74% respectivamente) figura 12.

En un escenario de recesión económica, los choques negativos afectan más el *pass through* que los choques positivos figuras 11 y 12, lo que implica que en este estado de la economía un choque negativo y grande sería más efectivo para colocar a la inflación en una senda decreciente que en un choque negativo y pequeño (-5.19% y -12.47% respectivamente acumulado a dos años) figura 12. Los choques positivos pequeños y grandes en un escenario de estabilidad económica, prácticamente no afectan el *pass through*, por lo tanto se tienen un margen para permitir variar el tipo de cambio en función del crecimiento económico, sin dejar de percibir en que momento se entra al estado de auge figura 11.

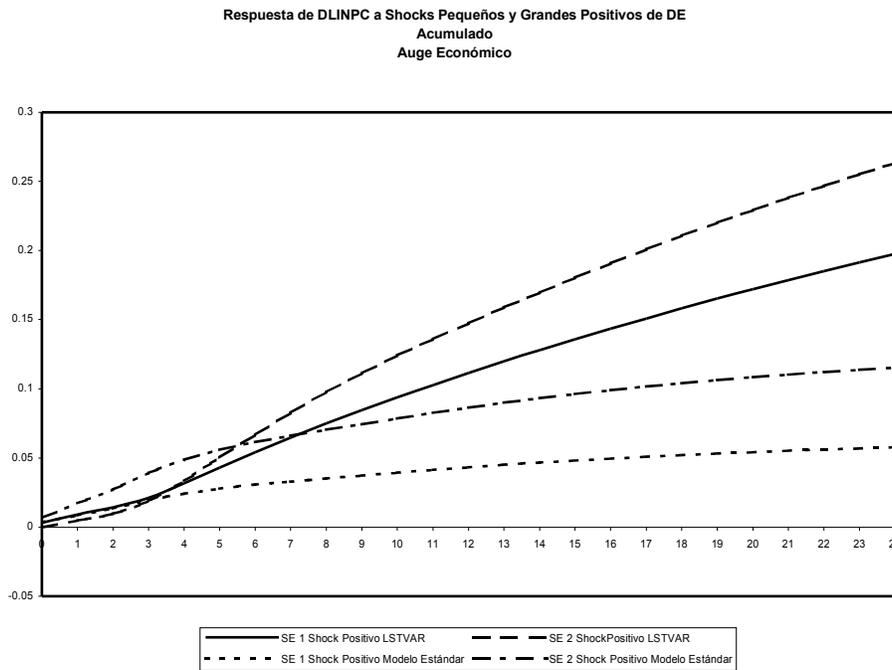


Figura 9

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Negativos de DE
Acumulado
Auge Económico

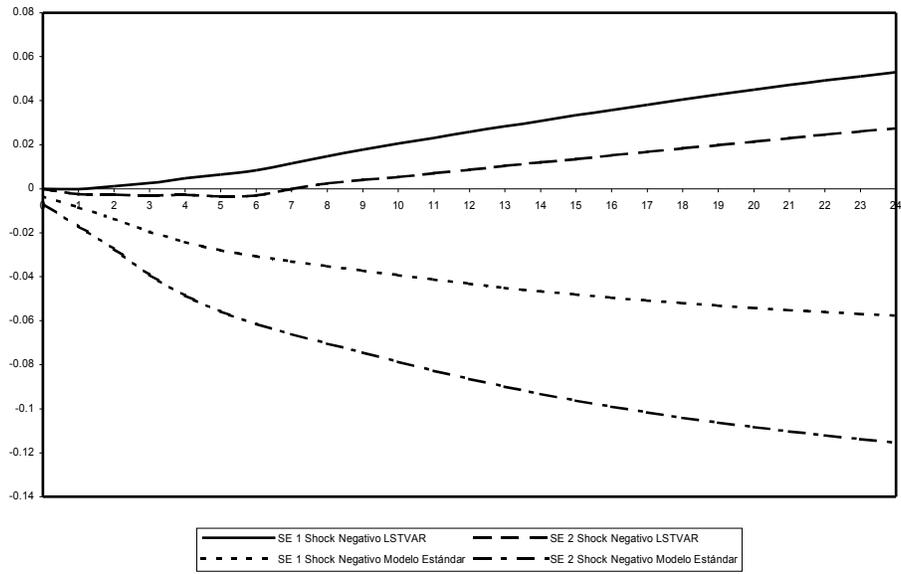


Figura 10

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Positivos de DE
Acumulado
Estabilidad Económica

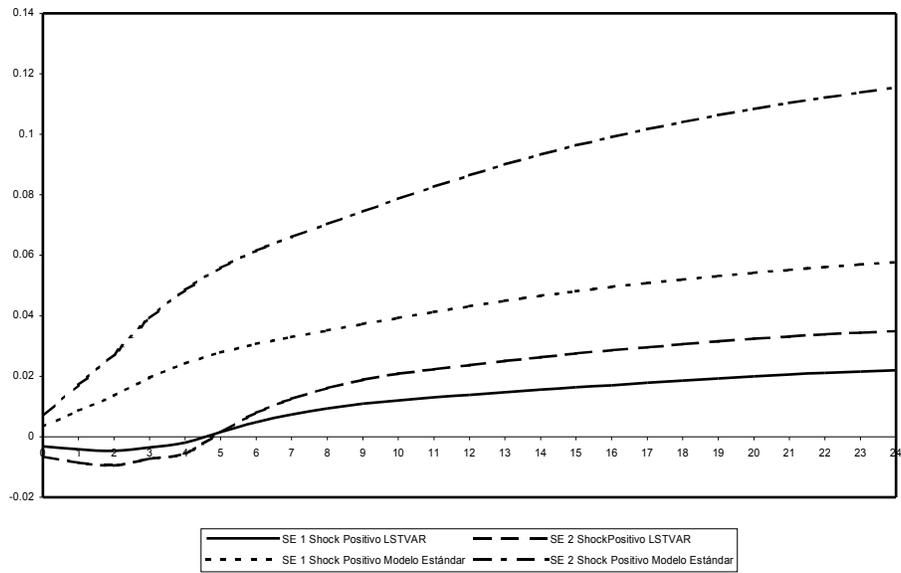


Figura 11

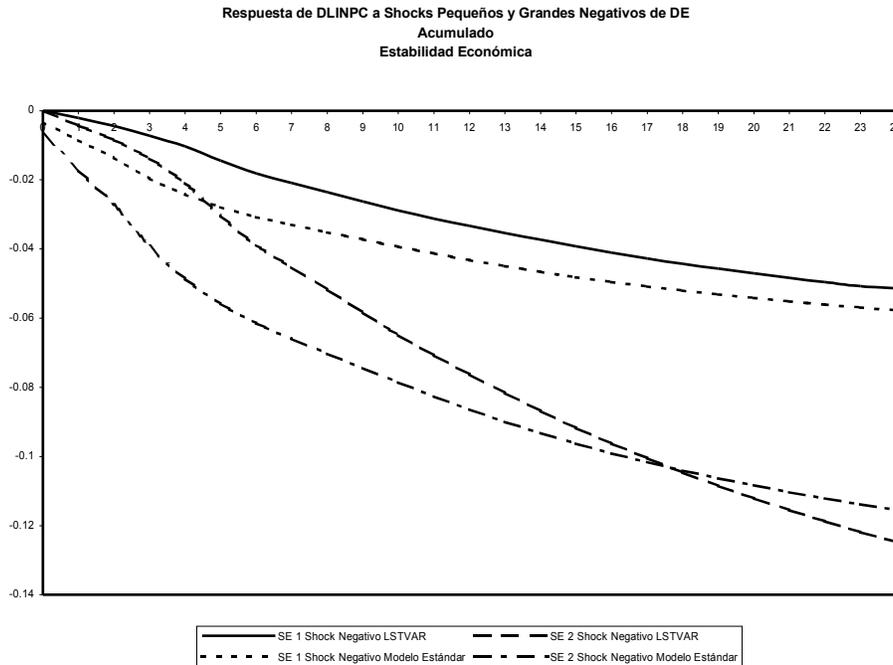


Figura 12

3.3. El *pass through* y el nivel de la inflación.

Cuando la inflación es creciente choques positivos, grandes y pequeños, tienen un fuerte efecto sobre el *pass through*, lo que implica que las empresas ante este escenario ajustan rápidamente su precios ante depreciaciones del tipo de cambio pequeñas o grandes, figura 13. Un choque grande coloca a la inflación en una senda de crecimiento acelerado de los precios (108.40%), mientras que el efecto de un choque positivo y pequeño es poco menos de la mitad. Podemos ver ciertas asimetrías en el tamaño del choque, por ejemplo un choque positivo y pequeño es de 16.65% a un año, mientras que un choque positivo y grande es de 22.02% en un año, y no más del doble del efecto acumulado en dos años. Es decir un choque positivo y grande provoca un mayor ajuste por parte de las empresas en sus precios.

Ante un escenario de inflación creciente, los choques negativos y grandes tienen una mayor incidencia en la variación de los precios, es decir un choque negativo y grande, ayudaría a poner a la inflación en una senda decreciente (-3.13% y -1.49% a uno y dos años respectivamente). No siendo así con un choque negativo y pequeño, que aunque el impacto es

menor que los choques positivos, de igual forma, contribuye a que la inflación siga una senda creciente (1.05% y 4.01% a un año y dos años), figura 14. Por lo tanto, en escenarios de alta inflación los empresarios estarán menos dispuestos a ajustar sus precios ante apreciaciones del tipo de cambio pequeñas y grandes. Consecuentemente, también se observan asimetrías en el tamaño del choque.

En un escenario de inflación estable, se observa que los choques positivos grandes a un año y dos años prácticamente son iguales (menos de 1 punto porcentual de diferencia), es decir, dada la condición de estabilidad en la inflación los empresarios tienen la certeza de que el ritmo de crecimiento de los precios está dado y tendrán que ajustar sus precios respecto de éste y no a partir de las variaciones del tipo de cambio, sean éstas grandes o pequeñas, figura 15. Así pues, podemos decir que hay una importante reducción de *pass through* del tipo de cambio a los precios.

En este mismo escenario, los choques negativos tienen una fuerte incidencia para colocar a la inflación en una senda decreciente, dependiendo del tamaño del choque (-9.59% y -22.83%, uno y dos choques estructurales, respectivamente), figura 16.

Es importante señalar, que con inflación estable, independientemente del tamaño del choque, el efecto *pass through* de una perturbación cambiaria positiva se reduce considerablemente.

Estos resultados sugieren que la reducción del efecto *pass through*, que se ha observado recientemente en varios países de América Latina y documentado por diversos autores, puede deberse al control de la inflación en esos países.

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Positivos de DE
Acumulado
Inflación Creciente

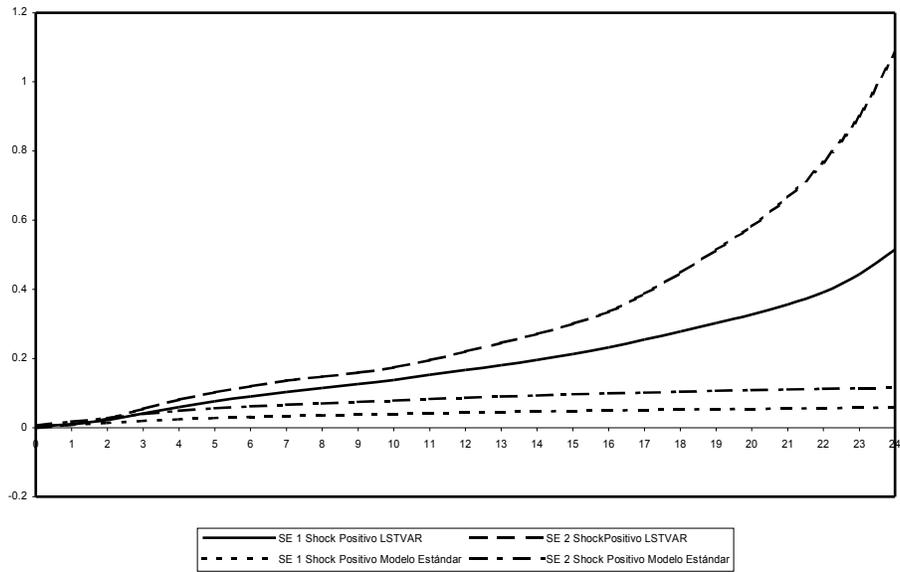


Figura 13

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Negativos de DE
Acumulado
Inflación Creciente

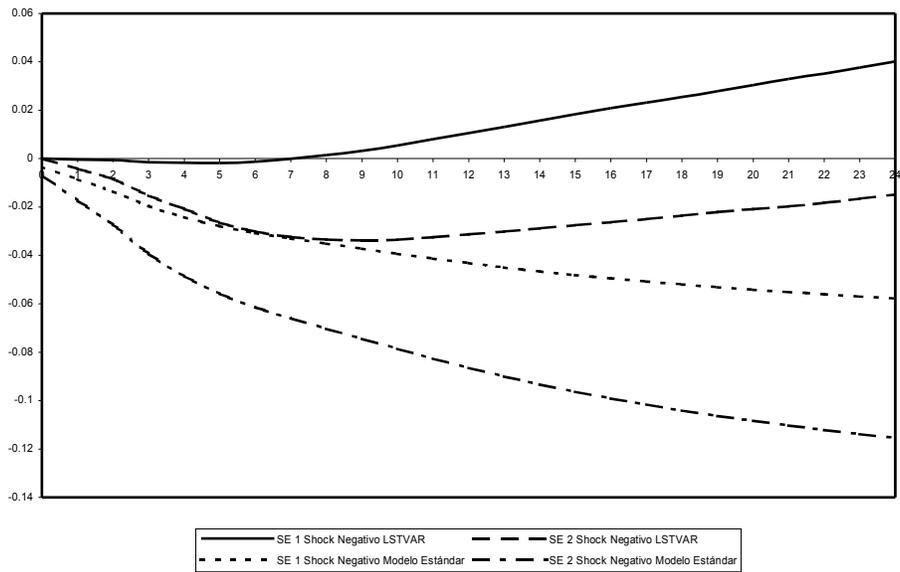


Figura 14

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Positivos de DE
Acumulado
Inflación Estable

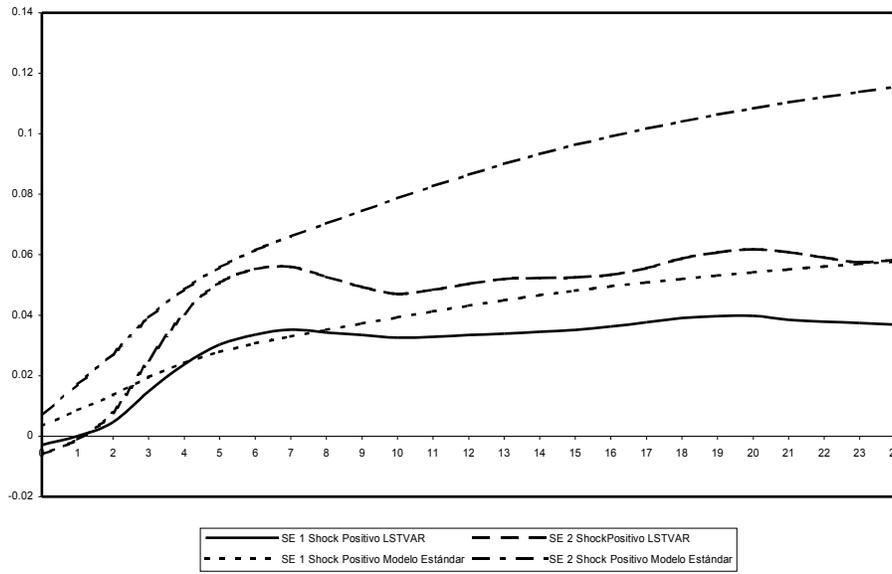


Figura 15

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Negativos de DE
Acumulado
Inflación Estable

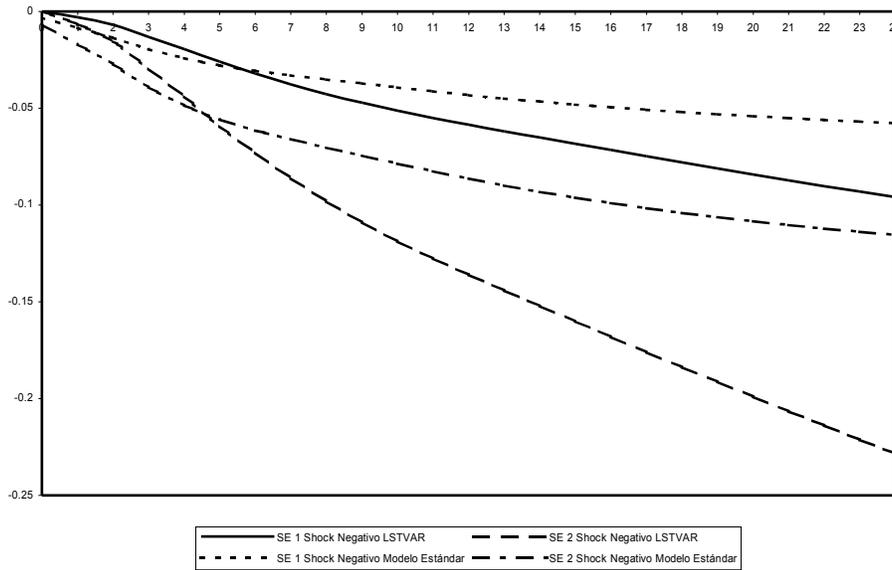


Figura 16

3.4. El *pass through* y el nivel de las Reservas Internacionales.

El efecto del *pass through* aumenta ante escenarios en donde los niveles de las reservas internacionales son bajos, dada la incertidumbre de que en algún momento se tenga que ajustar el tipo de cambio de forma drástica, además se presentan importantes asimetrías tanto en el tamaño del choque como en el signo dependiendo del estado en que nos encontremos. Mientras que choques negativos, pequeños y grandes, colocan a la inflación en una senda creciente en un escenario de bajos niveles de reservas internacionales, en un escenario de nivel alto, ayudan a disminuirla.

En términos absolutos, el efecto de choques negativos grandes es mayor en escenarios de niveles de reservas internacionales altos que en escenarios de niveles bajos, es decir, hay una asimetría de los efectos dependiendo del estado de la economía y el signo del choque, la cual se refleja en el hecho de que un choque negativo y grande ayuda a disminuir el crecimiento de los precios en un escenario alto, contrario a lo que sucede en un escenario bajo.

Aún en niveles altos de reservas internacionales, el *pass through* es importante. La implicación de esto es que las empresas, ante variaciones del tipo de cambio relevantes, están más propensas a ajustar sus precios, que ante variaciones no significativas. El mantener reservas internacionales altas ayuda a disminuir el *pass through*, sin embargo no es suficiente, es una condición necesaria pero no suficiente, éstas ayudan a que los efectos del *pass through* de choques positivos y negativos sean los esperados. Es decir un choque negativo ayude a reducir la inflación y uno positivo la aumente dependiendo del tamaño del choque.

Algo importante a destacar, es que un choque grande y negativo ayuda a disminuir la senda creciente de la inflación de forma significativa. Las relaciones descritas se encuentran representadas en las figuras 17, 18 19 y 20.

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Positivos de DE
 Acumulado
 Nivel Bajo de Reservas Internacionales

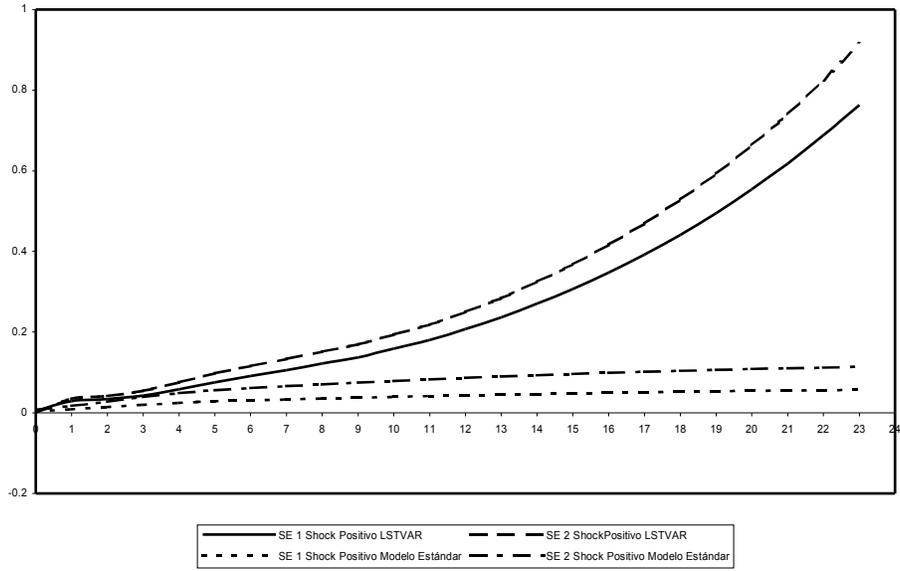


Figura 17

Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Negativos de DE
 Acumulado
 Nivel Bajo de Reservas Internacionales

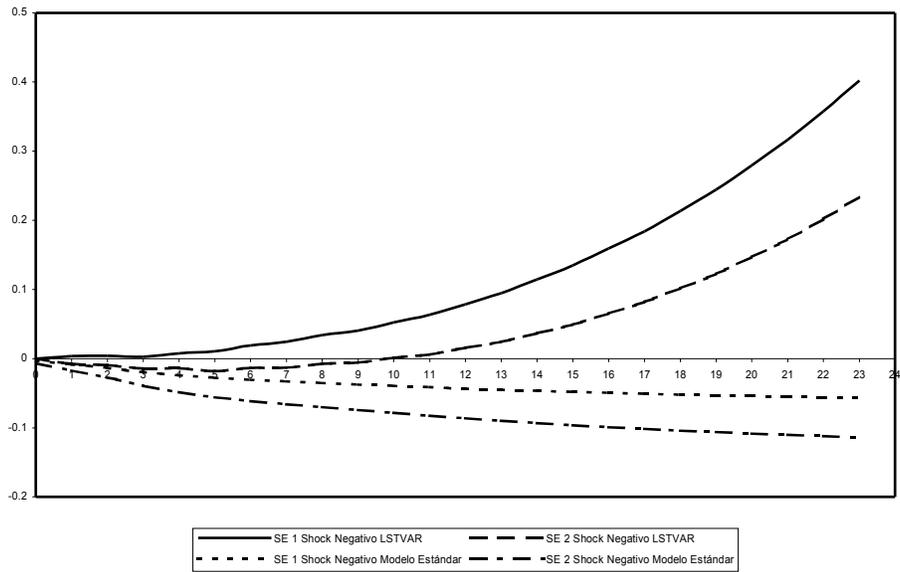


Figura 18

**Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Positivos de DE
Acumulado
Niveles Altos de las Reservas Internacionales**

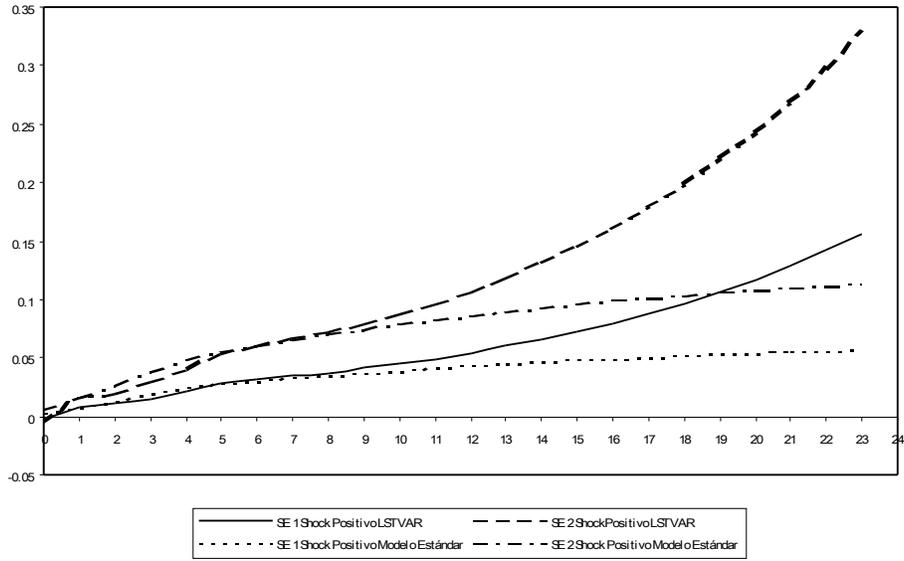


Figura 19

**Respuesta de DLINPC a Shocks Pequeños y Grandes Negativos de DE
Acumulado
Niveles Altos de las Reservas Internacionales**

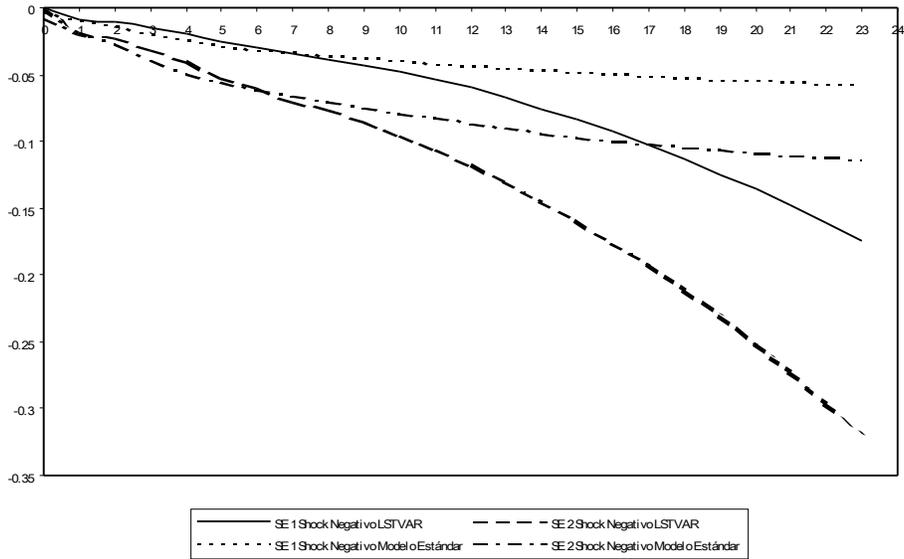


Figura 20

Conclusiones:

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. El tamaño del *pass through* no necesariamente tiene una asociación directamente proporcional con el tamaño del choque en la tasa de depreciación. El comportamiento de la economía y la variabilidad de la tasa de depreciación, son variables con una influencia importante en el impacto de las fluctuaciones cambiarias sobre los precios. 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.

Es recomendable tomar este aspecto en consideración al momento de realizar predicciones de inflación de corto plazo y de diseñar políticas. Los resultados mencionados en este trabajo, comprenden los obtenidos por otros trabajos, en que el *pass through* ha disminuido; sin embargo, es de especial importancia que se tenga en cuenta que en distintos escenarios éste podría nuevamente aumentar y provocar que la inflación se coloque en una senda de rápido crecimiento. En especial, con los resultados obtenidos, podemos decir que el efecto *pass through* no es un determinante para clasificar a México como un país temeroso de flotar. Es decir, el Banco de México puede observar variaciones del tipo de cambio sin tener que intervenir en el mercado de divisas para evitar un traspaso del tipo de cambio a los precios dependiendo en el estado en que se encuentre la economía.

Los resultados obtenidos en este trabajo, son que choques positivos y grandes en el tipo de cambio, en un escenario de depreciación acelerada, tienen un efecto *pass through* mayor que choques de la misma magnitud en donde la tasa de depreciación está inicialmente en una situación de estabilidad. Además, en momentos de depreciación acelerada los choques negativos grandes en la tasa de depreciación tienen un impacto menor en la inflación.

El efecto *pass through* de choques positivos y grandes en un escenario de auge económico, son mayores que choques similares en un escenario de recesión económica; mientras que choques negativos tienen una mayor incidencia en reducir el *pass through* en un escenario de

recesión económica, que en uno de auge económico. En un escenario de recesión económica, los choques negativos afectan más el *pass through* que los choques positivos. Choques positivos y pequeños en un escenario de recesión económica, prácticamente no afectan el *pass through*.

Con inflación estable, independientemente del tamaño del choque, el *pass through* de una perturbación cambiaría positiva es más bajo que el ocurrido en momentos de inflación creciente. Un choque negativo grande puede disminuir el *pass through* en un escenario de inflación creciente, mientras que un choque pequeño se desvanece en el tiempo, permitiendo que éste aumente. Con inflación estable, los choques negativos del tipo de cambio ayudan a disminuir el *pass through* de forma significativa.

Referencias:

- BALL CHRISTOPHER P, JAVIER REYES, 2004. Inflation Targeting or Fear of Floating in Disguise: The Case Of Mexico, *International Journal of Finance and Economics* No. 9: 49–69.
- BALL CHRISTOPHER P, JAVIER REYES, 2004. Inflation Targeting or Fear of Floating in Disguise: A Broader Perspective, University of Arkansas, disponible en SSRN: <http://ssrn.com/abstract=668981>
- BALL, L., 1999. Policy rules for open economies. In John Taylor (Ed.) *Monetary Policy rules*. University of Chicago Press. Chicago, 127-144.
- BAQUEIRO A., A DIAZ DE LEON C. y ALBERTO TORRES, 2003. ¿Temor a la Flotación o a la Inflación? La Importancia del Traspaso del Tipo de Cambio a los Precios. Documento de Investigación No. 2003-02, Dirección General de Investigación Económica, Banco de México.
- CALVO G, REINHART C. 2000. Fear of Floating. NBER Working Paper No. 7993.
- CALVO G, REINHART C. 2002. Fear of Floating. *Quarterly Journal of Economics* No. CXVII: 379-408.
- CAMPA, J.M., GOLDBERG, L.S., 2002. Exchange rate *pass through* into import prices a Macro or Micro Phenomenon. Mimeo, Federal Reserve Bank of New York.
- CHOUDHRI, E. U., D.S. HAKURA. 2001 Exchange Rate Pass through to Domestic Prices: Does the Inflationary Environment Matter? IMF Working Paper No. 01/194.
- DE GREGORIO J., A. TOKMAN R., 2004, El Miedo a Flotar y la Política Cambiaria en Chile. Central Bank of Chile Working Papers No. 302.
- DEVEREUX, M.B., ENGEL, C., STORGAARD, P.E., 2003. Endogenous Exchange Rate Pass through When Nominal Prices are set in Advance. NBER Working Paper Series No. 9543.
- DEVEREUX M.B., YETMAN J., 2002, Price Setting and Exchange Rate Pass through: Theory and Evidence, Proceedings of a conference held at the Bank of Canada, Ottawa: Bank of Canada.
- GARCIA, CARLOS J., RESTREPO, JORGE E., 2001. Price Inflation and Exchange Rate Pass -Through in Chile. Working Papers, No. 128, Central Bank of Chile.
- GOLDFAJN, I., WERLANG, S.R.C., 2000. The pass through from depreciation to inflation: A panel study. Working paper series No. 5. Banco Central do Brasil.
- GRANGER, C.W.J., TERÄSVIRTA, T., 1993. *Modeling Nonlinear Economic Relationship*. Oxford University Press, New York.
- 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.

- LAHIRI, A., C. VEGH. 2001. Living with Fear of Floating: An Optimal Policy Perspective. NBER Working Paper No. 8391.
- 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.
- REYES, J. A., 2004. Exchange Rate Pass through Effect and Inflation Targeting in Emerging Economies: What is the Relationship? Working Paper, University of Arkansas.
- ROMER, D., 1993. Openness and Inflation: Theory and Evidence. Quarterly Journal of Economics CVIII (4), 869-903.
- SCHMIDT-HEBBEL, KLAUS, WERNER, ALEJANDRO, 2002. Inflation Targeting in Brazil, Chile, and Mexico: Performance, Credibility, and the Exchange Rate. Working Papers, No. 171, Banco Central de Chile.
- TAYLOR, JOHN. 2000. Low Inflation, Pass-Through and the Pricing Power of Firms. European Economic Review, Vol. 44, 1389-1408.
- TERÄSVIRTA, T., 1994. Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. Journal of the American Statistical Association Vol. 89 No. 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.
- 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.