



Munich Personal RePEc Archive

Exchange rate pass-through on prices of goods and services in Venezuela

Mendoza Lugo, Omar and Pedauga, Luis Enrique

Banco Central de Venezuela

December 2006

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/14874/>

MPRA Paper No. 14874, posted 27 Apr 2009 07:05 UTC

Efecto transferencia (*pass-through*) del tipo de cambio en los precios de bienes y servicios en Venezuela

Omar Mendoza ^{*}
Luis Pedauga ^{**}

Resumen: Este trabajo profundiza en las asimetrías del efecto transferencia del tipo de cambio en los precios en el caso de Venezuela, extendiendo el análisis de Mendoza (2004) a los precios de bienes y servicios de la canasta de consumo. La información utilizada es mensual para el período 07/90 - 12/04. Se obtiene que el efecto transferencia en servicios es menor que el efecto transferencia en los precios de los bienes. Este resultado puede obedecer a la presencia de un mayor componente de no transables en los primeros que en los segundos. Para ambos grupos de precios hay evidencias de asimetrías asociadas, principalmente, al comportamiento de los precios del petróleo, del desalineamiento del tipo de cambio real y de las expansiones o contracciones monetarias.

Palabras clave: Efecto transferencia, *pass-through*, inflación, bienes, servicios, depreciación, modelos regresivos con transición suave.

Clasificación JEL: C32, C51, E31, E37

* omendoza@bcv.org.ve, ** lpedauga@bcv.org.ve. Agradecemos a Carolina Pagliacci y Harold Zavarce por sus valiosos comentarios y sugerencias, y a los Dptos. de Estadísticas de Precios, Programación Financiera y Modelos Económicos, especialmente a Franklin Mendoza, Juan José Valero y Laura Cadilhac, por el suministro de parte de la información utilizada en esta investigación.

INTRODUCCIÓN

En este trabajo se profundiza en el estudio de los efectos de las perturbaciones cambiarias en los precios, efecto transferencia, en Venezuela, un país donde se ha encontrado una importante relación entre las variaciones de precios y el comportamiento del tipo de cambio, aún en períodos de control de cambios. En particular, se investiga el efecto transferencia en los precios de bienes y servicios y si la reacción de los precios en bienes y servicios ante una perturbación cambiaria, es diferente dependiendo del contexto de la economía en el cual se produce dicha perturbación (asimetría de estado), de la magnitud del choque (asimetría de tamaño) y de su dirección o signo (asimetría de signo). De esta manera, dentro de una misma investigación y de manera conjunta, se pretende encontrar evidencias que soporten dos grandes vertientes de los estudios sobre el efecto transferencia que se desarrollan en la actualidad. Esto es, sobre el efecto transferencia como un fenómeno incompleto y asimétrico.

Una de las preguntas de la literatura reciente es por qué la tasa de cambio nominal tiene poco efecto en los precios al consumidor. Ello ha dado origen a varios estudios que buscan respuestas en como los estados de la economía afectan el efecto transferencia. Estos estados de la economía, también denominados regímenes, se han asociado al comportamiento de los precios (Taylor, 2000; Choudhri y Hakura, 2001; Gagnon e Ihrig, 2002; Bailliu y Fujii, 2004, entre otros), de las variables monetarias y del tipo de cambio (Devereux, Engel y Storgaard, 2004; Campa y Goldberg, 2004, entre otros), así como al comportamiento de otras variables tales como desalineamiento del tipo de cambio real, grado de apertura comercial y brecha del producto interno bruto (Goldfajn y Werlang, 2000 y Winkelried, 2003). En un estudio amplio sobre las asimetrías del efecto transferencia en Venezuela, Mendoza (2004) investiga, además del efecto de los estados de la economía, si otros tipos de asimetrías, tales como el tamaño y signo de una perturbación cambiaria podrían afectar al efecto transferencia, encontrando evidencias de la presencia de los tres tipos de asimetrías antes mencionados en Venezuela para el período comprendido entre 1989:07 y 2002:11, principalmente, cuando el comportamiento de las reservas internacionales y el cambio de la tasa de depreciación nominal describen los estados de la economía.

Otros estudios tratan de responder por qué las fluctuaciones cambiarias tienen poco efecto en los precios basados en la importancia de la cadena de distribución y en el papel de los bienes no transables en la formación de los agregados de precios. Por lo general, el efecto transferencia de bienes importados suele ser mayor que el efecto transferencia a precios de productor, y éste a su vez mayor que el efecto transferencia a nivel de mayoristas y a nivel de consumidores. Las explicaciones a este fenómeno son básicamente que: (1) los exportadores pueden seguir una estrategia de precios basados en la moneda local (país importador) con el objeto de mantener o incrementar su participación en el mercado (Devereux, Engel y Storgaard, 2004, entre otros); (2) Para hacer llegar los bienes a los consumidores, se necesita incurrir en costos de distribución, los cuales se producen al interior del país y sus precios son establecidos en moneda local, en consecuencia, en la medida que los servicios de distribución (no transables) tiendan a agregar más valor, disminuye el efecto de una fluctuación cambiaria en los precios medidos a un determinado eslabón de la cadena de distribución (Burstein, Neves y Rebelo, 2003, entre otros) y, (3) los bienes transables compiten con los bienes no transables

que se produzcan en un determinado país. En consecuencia, los oferentes de productos a los consumidores podrían preferir desarrollar estrategias de fijación de precios en moneda local, en el corto plazo, para evitar una pérdida de mercado (Bacchetta y van Wincoop, 2002).

Por otra parte, una diferencia significativa en el efecto transferencia en el sector de transables respecto al de no transables y en su velocidad de ajuste, tiene importantes implicaciones en materia de política económica, ya que una perturbación positiva en la tasa de cambio nominal produciría una importante depreciación real en el corto plazo, con apreciaciones posteriores en la medida que se originan ajustes sucesivos de precios. Dado que se espera que los precios de los bienes contengan menos de no transables que los servicios, entonces investigar el comportamiento de los precios de bienes y servicios a nivel de consumidores ante un cambio no esperado en el tipo de cambio nominal, ofrecería cierta información que permitiría inferir, de alguna manera, sobre los posibles comportamientos de la tasa de cambio real en el corto plazo. Esto es, si el efecto transferencia en el sector de servicios es menor que en el sector de bienes, entonces que el efecto transferencia no sea completo (depreciación real) en el agregado de precios al consumidor, dependería en mayor magnitud del comportamiento de los precios de servicios que de los precios de los bienes.

En el presente trabajo, en el cual se estima y analiza el efecto transferencia en bienes y servicios demandados por los consumidores, sin desagregar en sus componentes transables y no transables, se estarían reportando evidencias, de manera indirecta, sobre por qué el efecto transferencia podría ser incompleto. Para ello, se parte de la hipótesis de que si el efecto transferencia depende del componente de no transables; entonces dicho efecto debería ser mayor en los precios de los bienes que en los de servicios. Adicionalmente, dadas las evidencias de asimetrías reportadas por Mendoza (2004) sobre asimetrías en el efecto transferencia en el agregado de precios en Venezuela; entonces, a nivel de precios de bienes y servicios también debería exhibir un comportamiento no lineal o asimétrico.

Las dos primeras secciones de este trabajo se dedican a una revisión de la literatura reciente sobre las diferentes teorías que tratan de explicar por qué una perturbación cambiaria no se transmitiría completamente a precios (efecto transferencia incompleto) y a las que ofrecen alguna explicación de por qué este efecto transferencia es un fenómeno cambiante (efecto transferencia asimétrico). Posteriormente, en la tercera sección se propone un modelo econométrico. La sección 4 es dedicada al proceso de estimación y la sección 5 sintetiza los principales resultados. Finalmente, se ofrecen algunas conclusiones.

1.- EL EFECTO DE LAS FLUCTUACIONES CAMBIARIAS EN LOS PRECIOS DE LOS BIENES TRANSABLES Y NO TRANSABLES

De acuerdo con los postulados de la teoría económica tradicional, el precio de los bienes transables debería reaccionar más rápido que el precio de los no transables. Al estar constituidos, los primeros, por bienes importados o por bienes de producción nacional altamente vinculados con el mercado internacional, presentan una completa exposición al

comportamiento del tipo de cambio nominal¹; en tanto que, los segundos dependen más del comportamiento general de la oferta y de la demanda interna. Las fluctuaciones de la tasa de cambio pueden tener efectos directos en los costos de producción de no transables, cuando se utilizan en su proceso productivo insumos importados y/o cuando las fluctuaciones cambiarias inducen a cambios en los salarios. No obstante que una devaluación o depreciación nominal de la moneda doméstica pueda dar origen a una recomposición en la producción a favor del sector de transables, los precios de no transables podrían subir o bajar dependiendo del tamaño del efecto sustitución en relación a la contracción que se pueda generar en la demanda de no transables, como consecuencia de la caída del ingreso real.

Por otra parte, en la nueva literatura sobre modelos macroeconómicos para economías abiertas, se argumenta que el efecto transferencia de las fluctuaciones cambiarias en los precios es incompleto porque depende de la moneda (doméstica o extranjera) que utilizan los empresarios para establecer la estrategia de fijación de precios. En este orden de ideas, Betts y Devereux (1996 y 2000), Engel (2002), y Devereux, Engel y Storgaard (2004), entre otros, argumentan que sí los precios de los productos importados son fijados o preestablecidos en la moneda del país del productor (*producer currency pricing*)², entonces el precio de ese producto en el país importador se moverá uno a uno con la tasa de cambio nominal. En cambio, cuando los precios son establecidos con base en la moneda del país importador (*local currency pricing*), las fluctuaciones del tipo de cambio no tendrán efectos en los precios al consumidor del país importador, al menos en el corto plazo. De allí que, sí unas empresas fijan precios con base en la moneda doméstica y otras consideran a la moneda extranjera para tales fines, en el agregado el efecto transferencia en los precios a nivel de los consumidores no será completo en el corto plazo.

Otros investigadores centran sus argumentos sobre por qué el efecto transferencia no es completo en el papel que desempeñan los bienes no transables. En este contexto existen dos enfoques: (1) El efecto transferencia es incompleto debido a la existencia de costos de distribución.³ Es decir, los productos importados, para ser colocados al alcance de los consumidores, requieren de ciertos servicios cuyos precios son establecidos, principalmente, en la moneda doméstica. En consecuencia, en la medida que estos servicios constituyan una proporción importante de los precios al consumidor de los productos importados, el efecto de las fluctuaciones cambiarias en los precios al consumidor de dichos productos será mucho

¹ Bajo el supuesto de que la paridad de poder de compra se cumple en el sector de transables, un aumento de la tasa de cambio nominal se reflejaría en un aumento, en la misma magnitud, de los precios de transables en el mercado doméstico, lo cual implica un *pass-through* completo en dicho sector.

² La práctica de establecer precios con base en una moneda foránea podría no estar restringida solamente a los precios de los productos importados. Es decir, esta práctica puede ser extendida a otros bienes y servicios producidos dentro de un territorio, la cual se hace más extensiva, a su vez, dependiendo del historial inflacionario de ese país. Este fenómeno es conocido como dolarización. En consecuencia, en países con un alto grado de dolarización, el *pass-through* de una perturbación cambiaria sería mayor que en aquellas economías poco dolarizadas.

³ Los cuales comprenden costos asociados a los servicios de distribución al mayor y al menor, publicidad y mercadeo y transporte.

menor (véase, por ejemplo, Burstein, Neves y Rebelo, 2003; y Burstein, Eichenbaum y Rebelo, 2002 y 2004); y (2) El efecto transferencia es incompleto debido a que los oferentes de bienes que contienen partes importadas o de bienes finales importados prefieren fijar sus precios basados en la moneda doméstica debido a la importante competencia que enfrentan de otros bienes y servicios que no requieren de componentes importados. A este respecto, Bacchetta y van Wincoop (2002) demuestran que el sector de no transables es importante porque afecta a la demanda de bienes finales aún cuando los bienes no transables no se utilicen en el proceso productivo de transables. Bacchetta y van Wincoop argumentan que si las empresas enfrentan poca competencia probablemente establecerán precios en la moneda doméstica. Si el sector de no transables es lo suficientemente grande, entonces es probable que los exportadores fijen precios en la moneda del país exportador y los productores de bienes finales prefieran establecer sus precios en la moneda doméstica para evitar las fluctuaciones importantes de sus precios respecto a los de otros bienes demandados por los consumidores, aun cuando los costos puedan ser afectados por el riesgo cambiario. Esto implicaría un efecto transferencia completo en los precios de los productos importados y cero efecto transferencia en los precios a nivel de consumidores. Estos resultados son derivados de un modelo simplificado donde no existen costos de distribución, de allí que, en palabras de los autores, esta explicación pueda ser tomada como complementaria a la correspondiente a los costos de distribución.

Con base en los argumentos anteriores, se infiere que al clasificar los bienes ofrecidos, en un país, en transables y no transables, cabría esperarse que las prácticas de fijar o preestablecer precios en una moneda extranjera sean más frecuentes en el sector más relacionado con el resto del mundo; por lo tanto, se esperaría que a nivel de los consumidores, el efecto transferencia de una fluctuación del tipo de cambio sea mayor en los precios de los bienes (con un mayor componente de transables) que en los precios de los servicios (con un mayor componente de no transables).

De acuerdo con Burstein, Neves y Rebelo (2003) y Burstein, Eichenbaum y Rebelo (2002 y 2004) la clasificación tradicional de bienes como transables y de servicios como no transables presenta limitaciones al momento de establecer conclusiones sobre el comportamiento de la tasa de cambio real. El problema principal es que los precios al consumidor de bienes contienen un importante componente de no transables (costos de distribución y bienes producidos exclusivamente para el mercado doméstico) que impide clasificarlos como “transables puros”.

No obstante, teniendo en cuenta la limitación de hacer inferencia en torno al comportamiento de la tasa de cambio real, estudiar el efecto de las fluctuaciones cambiarias en el comportamiento de los precios de bienes y servicios a nivel de consumidor resulta interesante, ya que se espera una respuesta diferente en ambos agregados de precios, debido a que el componente de no transables en los precios de los bienes, como un todo, debería ser menor que aquel contenido en los precios de los servicios.

Murillo, Laverde y Durán (2002), en un estudio para Costa Rica, encuentran evidencias de un mayor efecto transferencia en los precios de transables que en el de no transables⁴; no obstante, esta diferencia se aprecia mejor en el largo plazo (68% en transables respecto a 52% en no transables) que en el corto plazo (13% y 10%, respectivamente). Burstein, Eichenbaum y Rebelo (2004), con información para cinco grandes episodios de devaluación (Argentina, 2001; Brasil, 1999; México, 1994; Corea, 1997; y Tailandia, 1997) y aplicando una metodología para separar los bienes transables “puros” del resto de los bienes y servicios, encuentran que, ante una devaluación, el efecto transferencia en el agregado de precios es bajo debido al ajuste muy lento de los precios de los bienes no transables. Resultados similares son encontrados por Belaisch (2003) con datos mensuales para Brasil durante el período 1999:07-2002:12. Esto es, el efecto de una devaluación en la inflación es mayor en el sector de transables (15% a un año) que en el sector de no transables (12%).

2.- LOS EFECTOS ASIMÉTRICOS DE LAS FLUCTUACIONES CAMBIARIAS EN LOS PRECIOS

Un efecto asimétrico puede estar presente en cualquier relación económica sujeto a información imperfecta, rigidez de precios o costos de transacciones significativos. Se pueden distinguir tres tipos de asimetrías: (1) estado-dependencia, la cual ocurre cuando la relación entre variables depende de algún estado observable o no. (2) asimetrías de tamaño, las cuales están presentes cuando el efecto de una variable en otra podría depender del tamaño de la perturbación y (3) asimetrías de signo, que implican respuestas diferentes, en términos absolutos, ante perturbaciones positivas y negativas. Estos tres tipos de asimetrías han sido consideradas, aunque con diferente intensidad, en estudios recientes sobre el efecto transferencia.

Varios estudios realizados en los últimos años concluyen que el efecto transferencia es modificado por la circunstancia económica; es decir, el efecto transferencia es un fenómeno estado-dependiente. Por ejemplo, Taylor (2000) investiga como los ambientes inflacionarios afectan al efecto transferencia o efecto de una fluctuación de la tasa de cambio en los precios, concluye que ante la rigidez de precios e información imperfecta, los precios a nivel de una empresa tienden a responder más (menos) a los costos cuando se espera una alta (baja) persistencia en las variaciones de costos y precios en otras empresas, probablemente relacionados con la persistencia de la inflación agregada. En otras palabras, si los costos son afectados por el tipo de cambio, entonces en períodos de inflación elevada se esperaría un mayor efecto transferencia que en períodos de inflación baja. Choudhri y Hakura (2001), con información para 71 países, Bailliu y Fujii (2004), en un estudio para 11 países industrializados y, Albuquerque y Portugal (2004), en un estudio para Brasil, encuentran evidencias de una asociación positiva entre el efecto transferencia y la tasa de inflación.

⁴ En Murillo, Laverde y Durán (2002, pág. 12) se define a un bien o servicio como transable si cumple con al menos una de las siguientes características: (1) que sea totalmente importado, (2) que posea un alto componente importado (65% o más), (3) que sea un bien de producción nacional con buenos sustitutos importados, (4) que el 30% o más de la producción se exporte, y (5) que cumpla con las condiciones (2) y (4) a límites más bajos.

Por su parte, Gagnon e Ihrig (2002) argumentan que el efecto transferencia podría estar asociado más a la variabilidad de la inflación que al nivel de la misma y encuentran evidencias, para once países industrializados, de una relación significativa entre el efecto transferencia y la variabilidad de la inflación. Devereux, Engel y Storgaard (2004) muestran que el tamaño del efecto de una fluctuación cambiaria en los precios está vinculado a la asociación entre la volatilidad monetaria y la estrategia que siguen las empresas para fijar precios; esto es, en presencia de una alta volatilidad monetaria, las empresas podrían preestablecer sus precios en una moneda extranjera y, en consecuencia, las fluctuaciones del tipo de cambio nominal tener un mayor efecto en los precios. Campa y Goldberg (2004), en un estudio para 25 países de la OECD, encuentran evidencias de que una mayor volatilidad del tipo de cambio nominal, asociada a la volatilidad monetaria, produce un mayor efecto transferencia sobre los precios de los productos importados.

Otros autores consideran un conjunto más amplio de factores macroeconómicos cuando estudian la dependencia del efecto transferencia de las condiciones imperantes en la economía. Además de la inflación, se cree que a la sobrevaluación del tipo de cambio real, la brecha del producto interno bruto y el grado de apertura comercial podrían afectar al efecto transferencia (Goldfajn y Werlang, 2000). En la medida que el producto se ubica por encima del potencial, sería más fácil trasladar a los consumidores cualquier incremento en los costos de producción (entre ellos los costos de una depreciación) que en momentos de contracción económica. Así también, en una economía muy abierta, más bienes y servicios ofrecidos están afectados por el tipo de cambio, en consecuencia, se esperaría que el efecto transferencia sea mayor que en aquellas economías menos abiertas. Finalmente, los desequilibrios del tipo de cambio real también podrían afectar al efecto transferencia de manera diferenciada. Es decir, en presencia de una apreciación real, una depreciación nominal podría corregir dicho desequilibrio sin ocasionar un importante movimiento en los precios (menor efecto transferencia). En cambio, en momentos de depreciación real, un aumento en la tasa de cambio nominal en lugar de corregir el desequilibrio lo profundiza. Por lo tanto, se esperaría que este se corrija por una reversión de la perturbación cambiaria o a través de un aumento en los precios (mayor efecto transferencia).

Goldfajn y Werlang (2000) encuentran, en un estudio para 71 países, que el efecto transferencia depende en diferentes grados de la sobrevaluación del tipo de cambio, de la apertura comercial, del nivel de inflación inicial y de la brecha del producto. En particular, el nivel de inflación inicial es un importante determinante del efecto transferencia en países europeos, la sobrevaluación del tipo de cambio es relevante para los países de América, mientras que la apertura comercial tiene influencia significativa en el efecto transferencia en países de Oceanía y África. Winkelried (2003) también encuentra evidencias de que el efecto transferencia es un fenómeno que depende de factores macroeconómicos en el Perú.

Un aspecto poco estudiado ha sido cómo el comportamiento de las reservas internacionales podría afectar al efecto transferencia. La variación de las reservas internacionales puede tener un efecto importante en el efecto transferencia, ya que en la medida que las reservas se agotan, los agentes económicos esperarían que, más temprano que tarde, se produzca una devaluación de la moneda. La probabilidad de una depreciación sería mayor dependiendo del nivel inicial

de reservas internacionales, ya que si la autoridad monetaria cuenta con niveles elevados de reservas, tendría mayores grados de libertad para responder a un ataque a la moneda; es decir, ante una salida de capitales probablemente permitiría perder reservas a fines de evitar una devaluación o ésta última sería mucho menor que en el caso de contar con niveles bajos de reservas. Sims (2003) ofrece una explicación directa sobre el papel de las reservas internacionales como estabilizadoras de precios. Sims argumenta que un nivel bajo de inflación es posible cuando la autoridad monetaria se compromete a redimir todo el dinero primario a un nivel dado de precios o de tipo de cambio. Para que este compromiso sea creíble la autoridad monetaria debe tener reservas suficientes. En este sentido, con bajos niveles de reservas con relación al *stock* de dinero se podrían generar expectativas de depreciación que fácilmente se traducirían en un agotamiento de las reservas y un aumento insostenido en el nivel de precios.

En el caso particular de Venezuela, un país cuyas exportaciones contienen un alto componente de petróleo y sus derivados, el comportamiento de las reservas internacionales ha estado influido por el desenvolvimiento del mercado petrolero. En consecuencia, resulta de interés investigar como el estado del negocio petrolero podría estar afectando la forma como los agentes económicos interpreten las perturbaciones cambiarias y, con ello, a la magnitud de su transferencia a los precios.

En contraste al cierto auge que han tenido los estudios de la dependencia del efecto transferencia a fenómenos macroeconómicos, no existe mucha literatura que se enfoque al estudio de las asimetrías de tamaño y de signo de las perturbaciones. Kandil (2000) investiga las asimetrías de apreciaciones y depreciaciones nominales no esperadas (asimetrías de signo) en veinte y dos países en desarrollo⁵, y encuentra que ante choques positivos (depreciaciones) la tasa de inflación aumenta en la mayoría de los países investigados. No obstante, no observa que, ante una apreciación, los precios respondan en la misma magnitud en términos absolutos. Específicamente, concluye que los precios parecieran ser rígidos a la baja ante choques negativos en la tasa de cambio en la mayoría de los países investigados. Este efecto se produce porque ante una apreciación nominal, los agentes económicos demandan menos dinero doméstico, lo cual favorece el alza de precios. Por su parte, Mendoza (2004) investiga si los tres tipos de asimetrías (estado-dependencia, signo y tamaño de una perturbación) están presentes en la relación entre fluctuaciones cambiarias e inflación en Venezuela, encontrando evidencias afirmativas para los tres casos, en situaciones donde el comportamiento de las reservas internacionales y los cambios de la tasa de depreciación y de inflación son consideradas como variables de estado.

⁵ Entre estos 22 países se encuentran los siguientes países latinoamericanos: Colombia, Costa Rica, Ecuador, Guatemala, Honduras y Perú.

3.- MODELO ECONOMÉTRICO

El modelo econométrico propuesto es un vector de corrección de errores que admite una transición suave logística o LSTVECM⁶ (*Logistic Smooth Transition Vector Error Correction Model*), el cual se especifica a continuación:

$$\Delta X_t = \Pi_1 + \Gamma D_t + \alpha_1 Z_{t-1} + \sum_{m=1}^q \theta_{m,1} \Delta X_{t-m} + [\Pi_2 + \alpha_2 Z_{t-1} + \sum_{m=1}^q \theta_{m,2} \Delta X_{t-m}] F(TV_{t-d}) + \varepsilon_t$$

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

donde, ΔX es un vector (5x1) conformado por cinco variables: ap , y , de , π^b y π^s . La variable ap es un indicador de apertura comercial, y es un indicador de actividad económica, de se refiere a la tasa de depreciación nominal, medida como la diferencia del logaritmo del tipo de cambio nominal. π^b es la variación mensual del logaritmo de los precios al consumidor de bienes y π^s es la variación del logaritmo del índice de precios al consumidor de servicios. D es un vector de variables binarias o *dummies* ($n_0 \times 1$) a los fines de controlar por valores atípicos; Π_i , $i=1,2$, es un vector (5x1) que contiene las constantes; Γ es una matriz de coeficientes ($5 \times n_0$), $\theta_{m,i}$, $i=1,2$, es una matriz (5x5), a_i , $i=1,2$, es una matriz (5xr) que contiene los coeficientes de ajustes de los desvíos con respecto a las relaciones de cointegración, donde r indica el número de relaciones de cointegración. Dado que a se encuentra tanto en el componente lineal como en el no lineal, se toma en cuenta la posibilidad de una transición suave en la corrección de errores. $Z_t = \beta' X_t$ es un vector ($r \times 1$) que denota los términos de corrección de errores. β es una matriz (5xr) que contiene los coeficientes de las relaciones de cointegración y X_t contiene los niveles de las variables expresadas en ΔX_t . Es importante destacar que el estudio de cointegración se restringirá a las variables nominales⁷.

⁶ Para otros estudios que utilizan modelos del tipo LSTVEC, véase por ejemplo, Rothman, van Dijk y Franses (2001) y Mendoza (2003).

⁷ Mayores detalles sobre la estimación del vector de cointegración se encuentran en la sección de estimación. La variable y se refiere a la primera diferencia logarítmica del tipo de cambio promedio (Bs/US\$). Para los subperíodos de control de cambios (1994:07-1996:04) y (2003:01-2004:12) se utilizó información del tipo de cambio del mercado paralelo. En el primer subperíodo, excepto para los tres primeros meses, se utilizó la tasa de cambio del mercado libre (de frontera y Brady), y en el subperíodo 2003:01-2004:12, se usó el tipo de cambio implícito en las cotizaciones de las acciones de CANTV y sus ADR. En los períodos de libre convertibilidad de la moneda se usó la tasa oficial reportada por el BCV. La variable y se refiere a un indicador del ciclo económico, y se obtuvo como la diferencia entre el logaritmo del PIB real no petrolero (PIBNP) mensual desestacionalizado a través del método ARIMA-X12 respecto a su tendencia, obtenida a través del filtro de Hodrick-Prescott. La serie mensual del PIBNP, a su vez, se construyó a partir de la mensualización del PIBNP trimestral, para lo cual se utilizó como variable de referencia a la variación del índice general de actividad económica mensual (IGAEM). El indicador de apertura, ap , se obtuvo como la proporción del comercio internacional respecto al PIBNP. En el cálculo del comercio internacional, se utilizó a las importaciones y exportaciones (sin incluir hierro y petróleo) valoradas a precios constantes en moneda local. La serie obtenida fue desestacionalizada mediante el método ARIMA-X12.

$F(TV_{t-d})$ 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} denota a la variable de transición, $\hat{\sigma}_{tv}$ es la desviación estándar de la variable de transición, “ c ” es el parámetro de transición y “ γ ” es un parámetro de suavización o de ajuste entre regímenes. $F(TV_{t-d})$ toma valores entre cero y uno, ambos extremos inclusive. Dado que el modelo se restringe a la existencia de una sola función de transición, LSTVECM sólo permite una transición suave entre dos regímenes o estados de la economía asociados a los valores extremos de la función de transición.⁸

ε_t es un vector (5x1) que contiene combinaciones lineales de las perturbaciones o choques aleatorios a cada una de las cinco variables endógenas consideradas. Para la identificación de choques estructurales se hace uso de la descomposición de Cholesky.

En la estimación del efecto transferencia (PT), se sigue la metodología propuesta por Koop, Pesaran y Potter (1996) y Weise (1999) para el cálculo de impulso-respuestas generalizadas. PT se obtiene como el valor esperado o medio de las diferentes trayectorias del cociente de las impulso-respuestas acumuladas de inflación y de tasa de depreciación al período H , ante una perturbación inicial, u_0 . Las impulso-respuestas son generadas a partir de un número dado de repeticiones para cada régimen o estado de la economía identificado en el modelo. De esta manera el efecto transferencia, al horizonte H , puede ser expresado como:

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

3.1. Variables de transición

Se utilizaron como variables de transición o de estado a los seis primeros retardos de diferentes indicadores de precios, monetarios y cambiarios. Como indicadores de inflación se utilizaron la variación del logaritmo de los precios al consumidor de bienes, π^b , y de servicios, π^s , y los cambios de dichas variaciones, $d\pi^b$ y $d\pi^s$. Como indicadores monetarios se probaron, la variación del logaritmo de M1 y M2, $dm1$ y $dm2$, respectivamente e incidencia monetaria del banco central, *monet*. Como indicadores cambiarios se tomaron a la tasa de depreciación nominal, medida a través de la diferencia del tipo de cambio nominal, de , así como su variación, dde . También se consideró a la variación acumulada, respecto al mes “x”

⁸ Se podría pensar en una situación con más de una función de transición. En este caso se estaría en presencia de un modelo de regímenes múltiples como en van Dijk y Franses (1999). No obstante, su estimación requiere de un importante número de observaciones y está sujeta a la presencia de no linealidad remanente en los modelos estimados con un número de regímenes inferiores.

previo, de las reservas internacionales netas, d_xrin , con $x = 1, 2, 3, \dots, 12$, a las ventas netas de divisas por parte del BCV escaladas por el nivel de reservas internacionales del mes anterior, $vbcv$, y a dos indicadores de presión cambiaria, pmc y pmc^{po} .⁹

Mendoza (2004) encontró que la variación de las reservas internacionales netas influye en el efecto transferencia de una perturbación cambiaria en la variación de los precios al consumidor medidos a través del índice general de precios. Si el comportamiento de las reservas influye sobre como los agentes económicos interpretan a la naturaleza de una perturbación cambiaria, entonces esta podría ser recogida por un indicador alternativo de ventas de divisas del ente emisor o en un sentido más amplio, por un indicador de presión en el mercado cambiario.

Adicionalmente, dado que el desenvolvimiento de los precios del petróleo podría ser un buen indicador para capturar las expectativas de los agentes económicos sobre el comportamiento futuro del mercado cambiario, se evaluó si los precios del petróleo, $petrol$, o su variación, $dpetrol$, inciden en el efecto transferencia en Venezuela. A precios crecientes o altos del petróleo, de manera similar que con reservas crecientes o altas, los individuos podrían interpretar un choque positivo en la tasa de cambio como un fenómeno transitorio y, en consecuencia, podrían esperar antes de decidir aumentar los precios de los bienes y servicios que producen o comercializan. En el caso de auge petrolero, el efecto transferencia sería menor que en una situación contraria.¹⁰

Finalmente, también se evaluó la posibilidad que las posibles asimetrías del efecto transferencia a nivel de bienes y servicios, fuesen explicadas por la brecha del producto, y , la apertura comercial, ap , o la brecha del tipo de cambio real¹¹, tcr , tal y como algunos autores sugieren.

⁹ El indicador de presión cambiaria, pmc , se construyó como el primer componente principal entre la variación del tipo de cambio oficial, variación de reservas internacionales y el spread de tasas de interés según la metodología seguida por Pedaugu (2004). Por su parte, pmc^{po} , es una variante del primero en el cual se utilizan el tipo de cambio libre y la variación de ventas netas de divisas en lugar del tipo de cambio oficial y la variación de las reservas internacionales. Este último indicador es propuesto por Pagliacci y Ochoa, 2004

¹⁰ Los precios del petróleo, $petrol$, y sus variaciones, $dpetrol$, corresponden a los precios mensuales del West Texas Intermediate (WTI) obtenida de Reuters, y construidas como los logaritmos de la serie mensual y sus primeras diferencias, respectivamente.

¹¹ El indicador de brecha del tipo de cambio real (tcr) se construyó como el diferencial entre el logaritmo del tipo de cambio real efectivo, obtenido del International Financial Statistics del FMI, y su tendencia Hodrick-Prescott. Por construcción, para este indicador, valores sobre la tendencia recogen sobrevaluación (apreciación real) y bajo la tendencia subvaluación (depreciación real).

4.- ESTIMACIÓN

El procedimiento a seguir para estimar un modelo LSTVEC, en términos generales, consiste en las tres etapas recomendadas por Teräsvirta (1994) para modelos autoregresivos, Granger y Teräsvirta (1993) para casos multivariantes y Weise (1999) y Camacho (2004) para vectores autoregresivos. Estas tres etapas consisten en: (1) estimar el modelo lineal, (2) contrastar la hipótesis de linealidad contra la alternativa de una especificación regresiva con transición suave y, (3) seleccionar y estimar el modelo regresivo con transición suave. En el caso de la presente investigación no se utilizan pruebas de hipótesis para seleccionar entre un modelo logístico o exponencial, sino que se selecciona *a priori* el modelo logístico, ya que de acuerdo a la teoría, ésta es la especificación relevante para investigar posibles efectos asimétricos que puedan estar presente en la dinámica de las variables objeto de estudio. En el proceso de estimación se utilizan datos mensuales de Venezuela correspondientes al período 1989:07–2004:12.

4.1. Estimación del modelo lineal

El modelo lineal estimado es un vector con corrección de errores, en el cual se estimó primeramente un vector de cointegración a través de la técnica de Johansen¹². Dicho vector contiene los logaritmos de los precios al consumidor de bienes y servicios

y del tipo de cambio nominal (ipc^b , ipc^s y e , respectivamente.) y es el siguiente:

$$ipc^b = -0.077 + 0.617 * ipc^s + 0.329 * e$$

En la estimación del modelo lineal se partió de una especificación general que contiene al vector de cointegración en las variables nominales, las variables dummies para controlar por observaciones atípicas, construidas previamente, siguiendo la metodología propuesta por Peña (2002) para la detección de datos atípicos y los rezagos 1 al 3, 5, 7 y 12, significativos al 10% de acuerdo a la prueba de significación de Wald para exclusión de retardos, de las cinco variables en primeras diferencias contenidas en ΔX . Se eliminan los coeficientes estadísticamente no significativos mediante la aplicación secuencial de la prueba de razón de verosimilitud. La estimación se realizó a través de mínimos cuadrados generalizados o regresiones aparentemente no relacionadas (*Seemingly Unrelated Regressions*-SUR). Cabe destacar que, el vector de cointegración¹³ resultó ser significativo solamente en la ecuación de

¹² En Mendoza (2004) no se encontró una relación de cointegración entre los agregados de precios utilizados (al consumidor y al mayor de productos nacionales) y el tipo de cambio.

¹³ Para realizar la prueba de cointegración, se seleccionó un número de rezagos que eliminaban la autocorrelación en el VAR en niveles. Las cinco especificaciones del *test* de cointegración de Johansen sugieren un vector de cointegración tanto para la prueba de la traza (*trace*) como del máximo valor propio (*maximum eigenvalue*). La prueba reportada en este informe se refiere a la especificación que asume constantes y no tendencias en el vector de cointegración y en el VAR. Para la hipótesis de ninguna relación de cointegración, el estadístico de la traza es de 40,53, con valor P de 0,002, y el estadístico del valor propio máximo es de 33,58, con valor P de 0,0006. Estos resultados indican un rechazo de tal hipótesis. Por su parte, para la hipótesis de al máximo una relación de cointegración, ambas pruebas aceptan la hipótesis nula de una relación de cointegración. En este caso, los

la variación de los precios de bienes (π^b), lo cual indica que el tipo de cambio influye en el nivel de los precios de los bienes en el largo plazo. Esto no ocurre en el caso de los precios de servicios.

4.2. Prueba de linealidad

Una vez estimado el modelo lineal se aplica una prueba en la cual se contrasta si la relación entre las variables estudiadas sigue una dinámica lineal o por lo contrario, si sigue una dinámica no lineal que pueda ser capturada por una especificación regresiva con transición suave. Para ello se utiliza la prueba de tercer orden de Saikkonen, Luukkonen y Teräsvirta (1988), adaptada por Granger y Teräsvirta (1993) para los casos de modelos multivariados cuando la variable de transición pertenece al conjunto de variables explicativas. Si la variable de transición no pertenece al grupo de variables explicativas utilizadas en el modelo lineal, la prueba de linealidad sufre ciertas modificaciones (Granger y Teräsvirta, 1993, y Camacho, 2004).

Los resultados de la prueba de linealidad indican que cualquiera de las variables en el Cuadro N° 1 podría ser considerada como variable de transición. Teräsvirta (1994), para el caso de modelos autoregresivos, recomienda seleccionar el retardo, que servirá de variable de transición, a aquel que posea el menor valor P , en cuyo caso la no linealidad debería ser más fuerte. En el caso de la selección de la variable de transición así como su rezago en un sistema de ecuaciones, el problema de selección de la variable de transición se complica, ya que no necesariamente el test de linealidad reporta el menor valor P para aquella variable rezagada para la cual el modelo regresivo de transición suave estimado resulta ser el más adecuado.

4.3. Estimación del modelo LSTVEC

La prueba de linealidad reporta muchas variables como posibles variables de transición. Para reducir el número de posibilidades se realizó una búsqueda de malla de dos dimensiones (*two dimensional grid search*) para los parámetros de transición, c , y de suavización, γ , para una selección de variables de transición que permitiese arrojar ciertas evidencias empíricas sobre las teorías relevantes. De veinte opciones se preseleccionaron aquellas especificaciones con valores de c no ubicados a los extremos del intervalo de búsqueda, de tal manera de garantizar un mínimo de observaciones en al menos uno de los regímenes. Estas especificaciones resultaron aquellas con las siguientes variables de transición: $d_{4rin_{t-1}}$, de_{t-1} , tcr_{t-4} , $dm2_{t-3}$, $dpetrol_{t-3}$, y $d\pi_{t-5}^s$. A los fines de aliviar el proceso de estimación de los modelos no lineales, se procedió a eliminar los coeficientes no significativos manteniendo constante a c y γ .

estadísticos para la traza y el máximo valor propio fueron de 6,94 y 5,19, con valores P de 0,58 y 0,72, respectivamente.

CUADRO N° 1
Prueba de linealidad: Algunos resultados

Variable de transición:	Variable dependiente:											
	π_t^b		π_t^s		de_t		y_t		ap_t		VEC	
	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P	Est. F	Valor P	Est. LR	Valor P
d_3rin_{t-1}	2.186	0.008	2.062	0.003	3.117	0.001	1.217	0.255	1.549	0.047	190.952	0.000
de_{t-1}	2.025	0.006	1.465	0.059	2.844	0.001	1.128	0.322	1.650	0.018	226.647	0.000
d_4rin_{t-1}	2.147	0.009	1.309	0.155	3.443	0.000	0.926	0.549	1.489	0.064	167.129	0.000
pmc_{t-3}	1.105	0.356	2.598	0.000	2.918	0.001	0.942	0.529	0.840	0.710	165.241	0.001
pmc_{t-2}^{po}	3.800	0.000	1.204	0.238	1.972	0.031	1.238	0.239	0.732	0.846	161.134	0.001
d_2rin_{t-1}	1.816	0.034	1.589	0.041	2.251	0.012	1.072	0.387	1.391	0.103	158.275	0.002
de_{t-2}	1.429	0.105	1.619	0.024	2.187	0.009	1.012	0.456	1.240	0.183	203.723	0.002
dde_{t-1}	2.225	0.002	1.219	0.206	3.176	0.000	0.966	0.514	0.995	0.494	203.292	0.002
dde_{t-3}	1.145	0.305	1.843	0.006	2.874	0.001	0.988	0.485	1.129	0.301	202.421	0.003
pmc_{t-5}^{po}	1.250	0.238	1.692	0.024	1.925	0.036	0.875	0.609	1.334	0.135	155.343	0.003
d_2rin_{t-2}	2.305	0.005	1.632	0.033	2.087	0.021	1.147	0.314	1.037	0.427	153.938	0.004
$dpetrol_{t-3}$	2.035	0.015	1.221	0.223	1.570	0.106	1.328	0.179	1.723	0.019	153.779	0.004
d_6rin_{t-1}	1.698	0.053	1.184	0.257	4.589	0.000	1.104	0.354	1.195	0.243	151.042	0.006
d_7rin_{t-1}	2.111	0.011	1.184	0.257	3.151	0.001	1.512	0.094	1.120	0.322	150.000	0.007
pmc_{t-2}	2.670	0.001	1.172	0.269	2.241	0.012	0.824	0.670	1.192	0.246	148.868	0.008
dml_{t-2}	2.380	0.004	1.446	0.083	1.012	0.441	0.966	0.502	1.390	0.104	146.219	0.012
d_3rin_{t-2}	1.919	0.023	0.939	0.562	2.656	0.003	1.036	0.424	1.389	0.105	146.205	0.012
d_8rin_{t-1}	1.982	0.018	1.244	0.203	3.595	0.000	1.234	0.242	1.118	0.324	144.936	0.014
$d\pi_{t-5}^s$	1.637	0.042	0.844	0.730	1.258	0.236	1.515	0.072	1.534	0.037	189.325	0.016
de_{t-3}	1.176	0.275	2.287	0.000	1.332	0.190	1.016	0.450	1.250	0.175	189.278	0.016

Nota: d_xrin denota la diferencia del logaritmo de las reservas internacionales netas en el mes t con respecto al mes t-x. de se refiere a la tasa de depreciación obtenida como la diferencia del tipo de cambio. pmc y pmc^{po} se refieren a las medidas de presión en el mercado cambiario utilizando el tipo de cambio oficial y utilizando el tipo de cambio libre. $petrol$ y $dpetrol$ denotan el precio logarítmico del petróleo y sus primeras diferencias, respectivamente. dml y $dm2$ se refieren a las primeras diferencias logarítmicas de M1 y M2. tc indica el desalineamiento del tipo de cambio real efectivo obtenido como la diferencia del tipo de cambio real y su tendencia. $vbcv$ denota ventas netas de divisas por parte del Banco Central de Venezuela (BCV) divididas entre el nivel de rin en el mes previo. $monet$ se refiere a la incidencia monetaria del BCV.

Finalmente, se procedió a estimar libremente todos los parámetros no lineales del modelo utilizando como valores iniciales los coeficientes estimados en la doble búsqueda, cuyos resultados se muestran en el Cuadro N° 2.

Sólo en la especificación con tc_{t-4} como variable de transición, se pudieron estimar libremente todos los parámetros del sistema. Opuestamente, en el caso que contenía a π_{t-5}^s como variable de transición no se pudieron estimar libremente los parámetros c y γ . En las otras cuatro especificaciones sólo se pudo estimar libremente el parámetro de transición. Una vez obtenidos los modelos no lineales, se procedió a estimar las impulso-respuestas dado un choque en la tasa de depreciación y el efecto transferencia en los precios de bienes y servicios para cada una de las seis especificaciones. El efecto transferencia (PT) reportado se obtiene utilizando

la técnica de *bootstrapping*. A partir de un momento de la historia previamente identificado se construyen las impulso-respuestas de las variaciones de precios de bienes, de servicios y de variaciones del tipo de cambio. Las impulso-respuestas se obtienen como el promedio de 50 repeticiones en cada una de las cuales se selecciona aleatoriamente un grupo de perturbaciones con reemplazamiento. Este proceso se repite 1.000 veces para diversos momentos de la historia perteneciente al mismo estado de la economía.

CUADRO N° 2
Valores óptimos de los parámetros de transición y suavización y número de observaciones en cada régimen

Variable de transición	Parámetros estimados		N° de observaciones en cada régimen		
	\hat{c}	$\hat{\gamma}$	Bajo	Transición	Alto
de_{t-1}	0.045 (2.64)	90.00 (*)	151	0	23
tcr_{t-4}	0.064 (30.21)	25.04 (2.16)	137	13	24
$d\pi_{t-5}^s$	0.003 (*)	84.50 (*)	112	6	56
$dm2_{t-3}$	0.003 (3.49)	16.00 (*)	25	12	137
$dpetrol_{t-3}$	0.008 (3.45)	63.00 (*)	82	7	85

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

De las diversas trayectorias de PT construidas, se obtiene la mediana como indicador de valor medio y se construyen las bandas de confianza utilizando los percentiles 10 y 90 como límites inferior y superior, respectivamente.

En el caso que PT resultase explosivo, el modelo estimado se descarta. Esto ocurrió únicamente en la especificación que contenía a d_4rin_{t-1} como variable de transición. Finalmente, se contó con cinco especificaciones sobre las cuales se pueden obtener conclusiones sobre el comportamiento de los precios de bienes y de servicios al consumidor cuando ocurre una perturbación en la tasa de depreciación. Sobre los valores de los parámetros c y γ estimados para las cinco especificaciones finales.

Las cinco especificaciones finales se pueden dividir en dos grupos: El primer grupo, contiene dos modelos estimados en los cuales las variables de transición (de_{t-1} y $d\pi_{t-5}^s$) se corresponden con el retardo de alguna de las variables explicativas o es la variación de alguna de estas variables. En estos casos los pronósticos de la variable de transición son obtenidos en el propio sistema, lo cual permite el cambio de un régimen a otro en los períodos posteriores al de ocurrencia de una perturbación sin necesidad de realizar supuestos sobre el comportamiento futuro de la variable de transición. Esta particularidad permite investigar al mismo tiempo los tres tipos de asimetrías mencionados (tamaño, signo y estado de la economía). En el segundo grupo, la variable de transición (tcr_{t-4} , $dpetrol_{t-3}$ o $dm2_{t-3}$) es exógena al sistema, de allí que se requiera de supuestos sobre el comportamiento futuro de dicha variable. Se podría pensar en la posibilidad de utilizar, por ejemplo, predicciones obtenidas de un modelo econométrico; no obstante, el interés del investigador en obtener impulso-respuestas para un horizonte que exceda al corto plazo, esta posibilidad presenta limitaciones crecientes¹⁴.

En las especificaciones para las cuales la variable de transición no puede ser estimada por el sistema, se asumió que la función de transición no cambia, lo cual es equivalente a asumir que el estado de la economía no varía luego de la ocurrencia de la perturbación. Este tipo de supuesto afecta la posibilidad de investigar posibles asimetrías de signo y tamaño.

Las cinco especificaciones reportadas presentan parámetros de suavización estimados relativamente altos, por lo que describen una transición rápida entre un régimen al otro con pocas observaciones ubicadas durante la transición. En la especificación que utiliza a de_{t-1} como variable de transición, el coeficiente $\hat{\gamma}$ es el más alto e igual a 90, lo cual implica un cambio abrupto de un régimen a otro. El régimen bajo comprende disminuciones de la tasa de cambio nominal y aumentos inferiores a 4,34 puntos porcentuales, es decir, abarca las apreciaciones nominales, independientemente de sus magnitudes, y las depreciaciones nominales pequeñas. El otro régimen (alto) se refiere a períodos de alta depreciación nominal o superiores a 4,63 puntos porcentuales.

Cuando tcr_{t-4} es la variable de transición, el régimen bajo se refiere a brechas negativas y positivas e inferiores a 5,62% del tipo de cambio real respecto a su tendencia (subvaluación real o depreciación real y sobrevaluación real o apreciación real pequeña), en tanto que el régimen alto se refiere a sobrevaluaciones (apreciación real) superiores al 7,24%. Se puede distinguir una transición muy estrecha entre un régimen a otro, la cual es prácticamente insignificante. En las otras tres especificaciones (con variables de transición $d\pi_{t-5}^s$, $dm2_{t-3}$ o

¹⁴ Otra posibilidad consiste en endogeneizar las variables de transición que podrían ser explicadas a través del comportamiento de las variables que conforman al vector X. No obstante, existe una gran limitación de modelar el comportamiento de una variable con aquellas contenidas en el vector X. En el caso particular de este trabajo, se trató de estimar una función lineal para cada una de las variables de transición $dm2_{t-3}$ y tcr_{t-4} . En ambos casos, no fue posible obtener una especificación que resultara satisfactoria. Una tercera opción que no ha sido considerada en esta investigación sería suponer un comportamiento aleatorio de las variables de transición basado en sus distribuciones históricas.

$dpetrol_{t-3}$), la distinción entre régimen bajo y alto se hace muy cerca de cero¹⁵, lo cual permite definir a los regímenes bajos como de disminución de inflación de servicios, contracción de M2 o caídas en los precios del petróleo. Por su parte, los regímenes altos se refieren a aumentos en la inflación de servicios, expansión monetaria y aumentos de los precios del petróleo.

En las figuras 1 y 2, se presenta información sobre la evolución en el tiempo de las variables de transición, las funciones de transición y las divisiones entre regímenes, cuando la brecha del tipo de cambio real, tcr_{t-4} , el cambio de $m2$, $dm2_{t-3}$, el precio del petróleo, $dpetrol_{t-3}$, y la variación del tipo de cambio, de_{t-1} , actúan como variables de transición.¹⁶

¹⁵ Cuando la variable de transición es $d\pi_{t-5}^s$ el régimen bajo se define para valores menores o iguales a 0,29 puntos porcentuales y al régimen alto para valores iguales o superior a 0,35 puntos porcentuales. Para $dm2_{t-3}$, el régimen bajo estaría definido para valores inferiores o iguales a $-0,01\%$ y en el régimen alto para valores mayores o iguales a $0,71\%$. Finalmente, con $dpetrol_{t-3}$ como variable de transición, el régimen bajo se define para valores inferiores o iguales a $0,57\%$ y el alto para valores mayores o iguales a $1,13\%$.

¹⁶ Por razones de espacio se omitió la funciones de transición cuando la variable de transición es el cambio en las inflación de los servicios, $d\pi_{t-5}^s$.

Figura 1: Función de transición cuando la brecha del tipo de cambio real, tcr_{t-4} , y el cambio de $m2$, $dm2_{t-3}$, son la variable de transición.

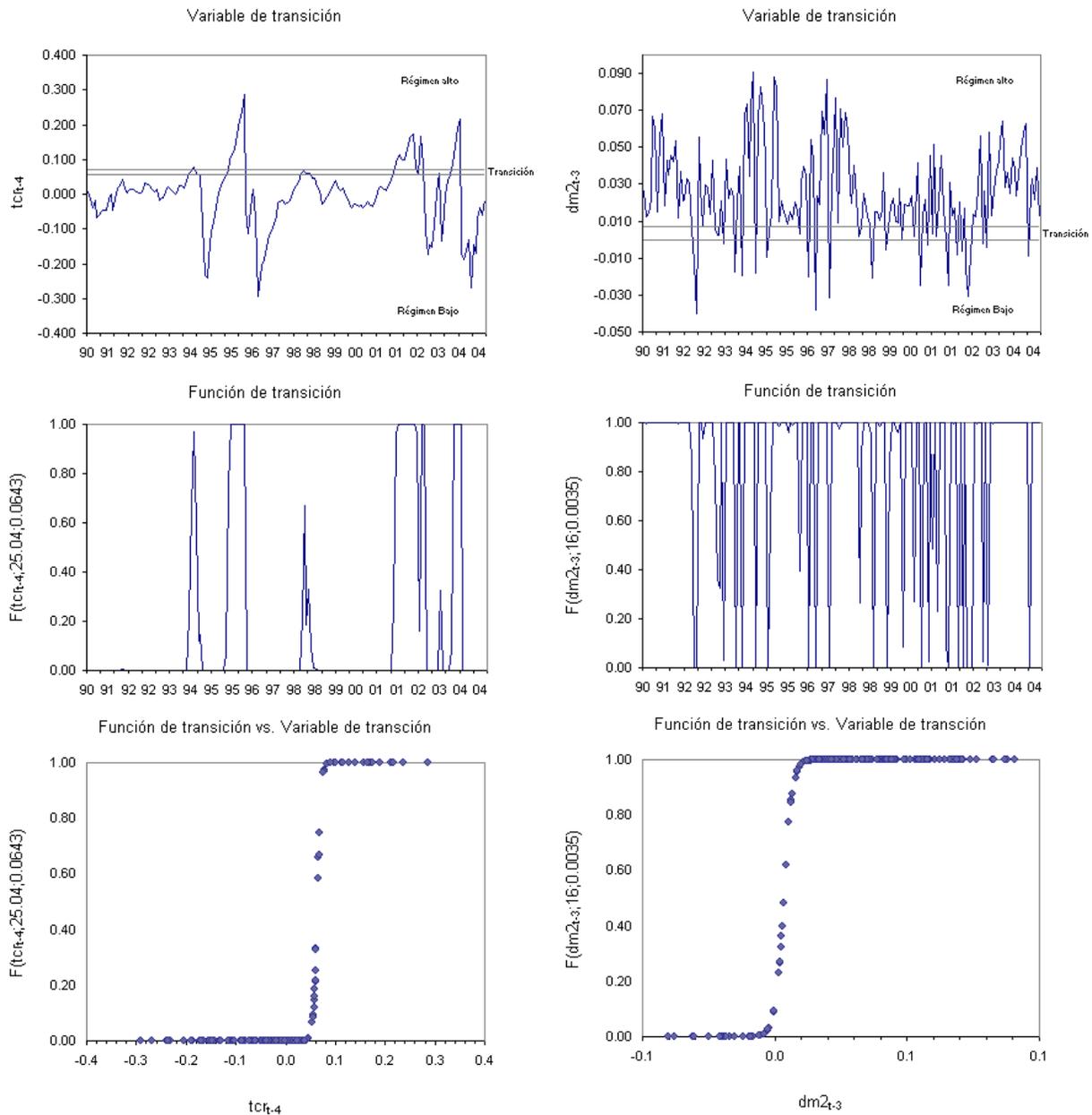
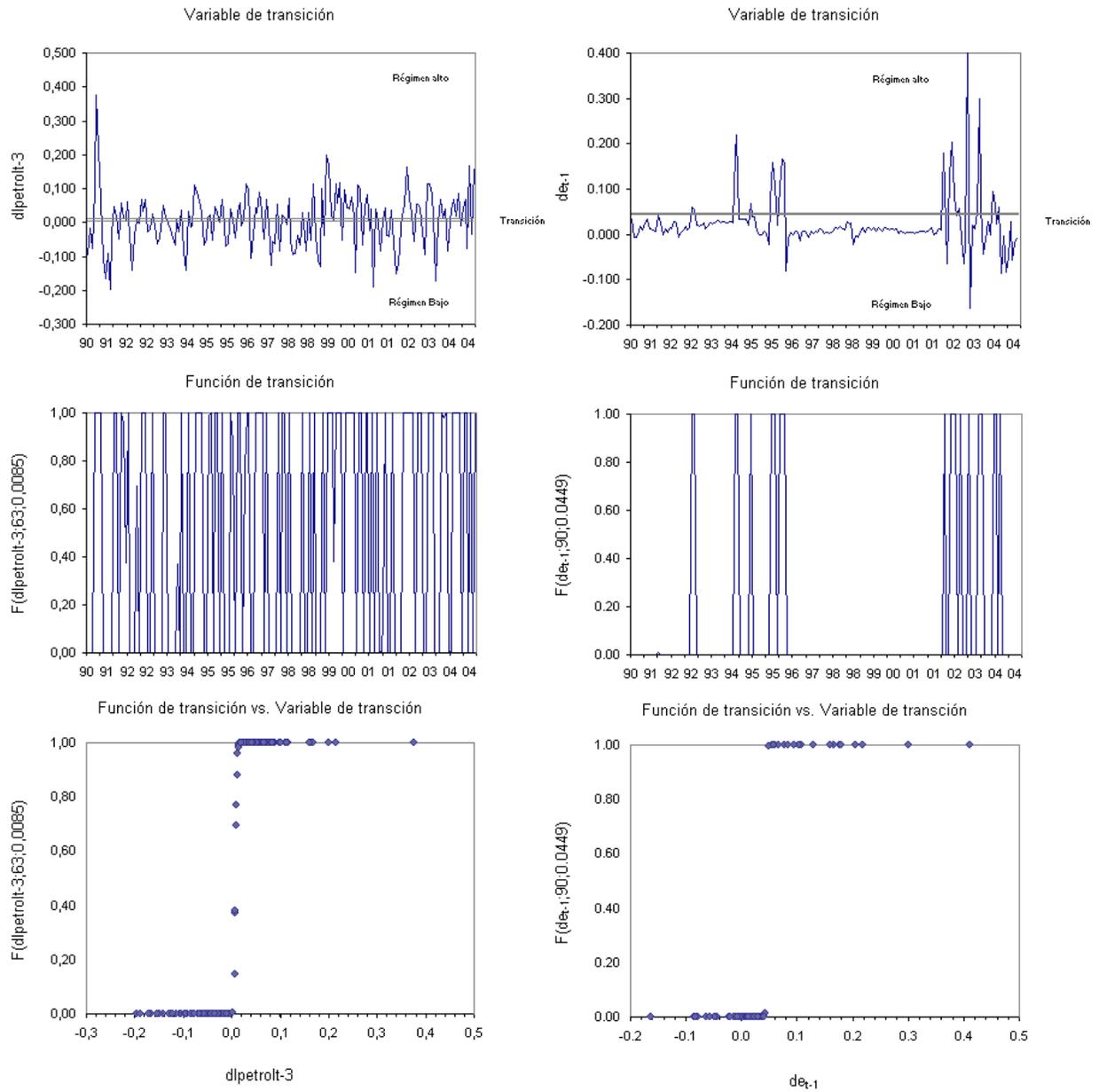


Figura 2: Función de transición cuando el cambio del precio del petróleo, $d\text{petrol}_{t-3}$, la variación del tipo de cambio, $d\text{e}_{t-1}$, son las variable de transición.



5.- EFECTO DE LAS PERTURBACIONES EN EL TIPO DE CAMBIO EN EL COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS DE BIENES Y SERVICIOS

El Cuadro N° 3 presenta las estimaciones del efecto transferencia o efecto de las depreciaciones nominales en el comportamiento de los precios al consumidor de bienes y de servicios, a uno, dos y tres años, de choques positivos pequeños y grandes, tanto para el modelo lineal (modelo referencial) como para las especificaciones no lineales estimadas. Se considera como choque pequeño aquel de una desviación estándar y un choque grande está definido como de tres desviaciones estándares de las perturbaciones estructurales en la tasa de depreciación.

Para la identificación de los choques estructurales, en los cuales se basan los resultados reportados, se utilizó el siguiente orden de Cholesky: u^y , u^{ap} , u^{de} , u^b , u^s . En el cual se asume que choques en la brecha del producto no petrolero, y , tienen efectos contemporáneos sobre la apertura comercial, ap , la tasa de depreciación nominal, de , y de las variaciones de precios de bienes y de servicios, π^b y π^s , pero no al contrario. Por su parte, choques en la tasa de depreciación tienen efectos instantáneos en los precios de bienes y servicios; no obstante, choques en las tasas de variación de precios no afectan contemporáneamente a la tasa de depreciación. Adicionalmente, se asume que choques en la tasa de inflación de bienes influye contemporáneamente sobre la inflación en servicios pero no al contrario. Es importante destacar que el comportamiento del efecto transferencia, excepto para los períodos iniciales, es independiente del orden establecido tanto en el caso de bienes como de servicios en todas las cinco especificaciones sobre las cuales se derivan estos resultados.

Ninguno de los modelos estimados predice un efecto transferencia completo en los precios de los bienes ni en los servicios, excepto en el caso cuando $dm_{2,3}$ es la variable de transición. En este caso, se observa a tres años un efecto transferencia mayor a 100% en períodos de contracción de liquidez monetaria; no obstante, este resultado es contra intuitivo. Todas las especificaciones estimadas predicen que el efecto transferencia en los bienes tiende a ser mayor que el efecto transferencia en los servicios. Este resultado podría ser explicado por una mayor proporción de componente transable en los precios de los bienes, tal y como predice la teoría. Adicionalmente, las distribuciones del efecto transferencia tanto en bienes como de servicios son más dispersas en el caso de choques pequeños que en el de choques grandes en las cinco especificaciones estimadas¹⁷. Este resultado estaría indicando que ante choques pequeños las respuestas de los agentes económicos son más diversas que cuando se tratan de efectos importantes sobre los costos de producción y/o comercialización.

Aquellas especificaciones donde el comportamiento de la variable de transición podía ser modelado a través de las variables endógenas del sistema (de_{t-1} y $d\pi_{t-5}^s$), no revelaron diferencias importantes en el efecto transferencia correspondiente a choques positivos y negativos; por lo tanto, estos resultados no se reportaron. Las subsecciones siguientes describen con mayor detalle los resultados obtenidos en cada una de las cinco especificaciones

¹⁷ Este efecto podría ser apreciado al analizar las figuras que muestran el comportamiento del *pass-through* así como a sus bandas de confianza en las subsecciones siguientes.

no lineales estimadas para choques positivos pequeños (una desviación estándar) y choques grandes (tres desviaciones estándares).

CUADRO N° 3
Efecto transferencia en la inflación de bienes y servicios según variable de transición y tamaño de una perturbación cambiaria positiva

Variable de transición	Tamaño del choque		Bienes (π^b)			Servicios (π^s)		
	d.e.	Depreciación (Puntos %)	1 año	2 años	3 años	1 año	2 años	3 años
de_{t-1}	Régimen bajo: apreciaciones y depreciaciones pequeñas							
	1	3,21	46,63	63,60	74,73	35,74	55,79	70,50
	3	9,64	41,58	60,20	72,08	30,86	49,23	65,61
	Régimen alto: depreciación alta							
	1	3,21	35,87	48,98	58,75	25,95	39,89	49,83
	3	9,64	38,34	54,05	63,11	27,22	42,61	55,38
tcr_{t-4}	Régimen bajo: subvaluación y sobrevaluación pequeña							
	1	2,76	42,07	60,12	73,05	30,56	49,53	65,13
	3	8,28	41,96	60,06	73,16	30,43	49,29	65,06
	Régimen alto: sobrevaluación alta							
	1	2,76	34,84	43,73	46,53	22,60	32,96	38,78
	3	8,28	34,88	43,93	46,62	22,63	33,00	38,81
$d\pi_{t-5}^s$	Régimen bajo: disminución de inflación de servicios							
	1	3,18	42,85	57,11	63,46	30,96	46,46	53,62
	3	9,53	43,09	57,96	64,45	31,73	47,75	55,23
	Régimen alto: aumento de la inflación de servicios							
	1	3,18	44,50	59,47	65,89	34,17	50,97	58,79
	3	9,53	43,38	57,25	63,35	32,43	47,08	54,00
$dm2_{t-3}$	Régimen bajo: contracción monetaria							
	1	3,04	25,81	79,70	118,26	24,90	74,38	118,39
	3	9,12	25,71	81,59	125,43	25,01	76,42	125,71
	Régimen alto: expansión monetaria							
	1	3,04	45,08	55,26	62,95	32,44	43,25	52,13
	3	9,12	45,15	55,40	63,24	32,59	43,34	52,23
$dpetrol_{t-3}$	Régimen bajo: caída de los precios del petróleo							
	1	3,27	48,45	58,44	66,78	36,79	49,89	59,36
	3	9,80	48,42	58,30	66,72	36,82	49,81	59,32
	Régimen alto: aumento de los precios del petróleo							
	1	3,27	36,62	51,33	60,56	31,59	46,19	55,11
	3	9,80	36,59	51,18	60,34	31,50	45,92	54,84
Lineal	1		41,88	56,31	64,57	30,85	45,42	55,07

Nota: d.e. denota desviación estándar de una perturbación estructural en la tasa de depreciación nominal.

5.1. Modelo LSTVEC estimado con tcr_{t-4} como variable de transición

Valores positivos de tcr , brecha de tipo de cambio real, indican sobrevaluación (apreciación real) y valores negativos se refieren a subvaluación (depreciación real)¹⁸. De acuerdo a la especificación estimada, se pueden distinguir dos regímenes o estados de la economía. Estos son, un estado caracterizado por subvaluaciones y sobrevaluaciones pequeñas o menores a 5,6% (régimen bajo) y otro que considera sobrevaluaciones mayores a 7,2% (régimen alto).

El modelo predice un mayor efecto transferencia cuando la perturbación ocurre en momentos de depreciaciones reales y de apreciaciones reales pequeñas (régimen bajo). Estas diferencias se acentúan en la medida que transcurre el tiempo tanto en el caso de bienes como de servicios. Esto es, el efecto transferencia a un año de una perturbación pequeña en los bienes es de 42,1% en presencia de depreciación o pequeñas apreciaciones reales (régimen bajo) y de 34,8% en presencia de importantes apreciaciones reales (régimen alto). A dos años, estas diferencias se acentúan al estimarse un efecto transferencia de 60,1% y 43,7%, respectivamente. Por su parte, en el caso de los servicios, se estima un efecto transferencia de 30,6% cuando el choque ocurre en el régimen bajo y de 22,6% en el régimen alto a un año; mientras que éste se ubica en 49,5% y 33,0% a dos años en ambos regímenes. La figura 2 muestra el efecto transferencia mensual a tres años estimado para cada uno de los dos regímenes considerados.

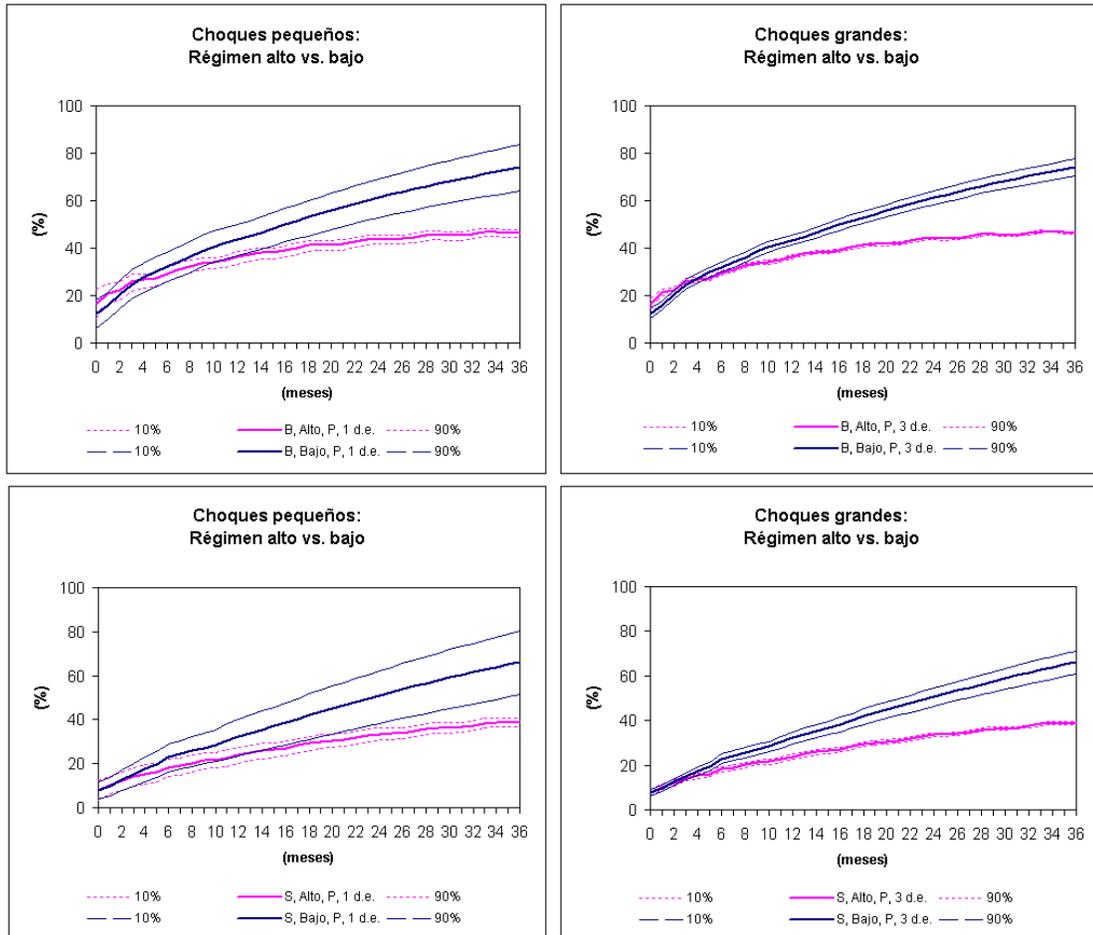
Un aumento en la tasa de cambio nominal en períodos de alta apreciación real conduciría a una corrección de la brecha cambiaria, al acercar al tipo de cambio real a su posición de equilibrio, lo cual no necesariamente debería reflejarse en una mayor inflación. Por su parte, un aumento del tipo de cambio en un contexto que no implique una corrección del desalineamiento del tipo de cambio real ocasionaría un aumento en la inflación o simplemente sería corregido a través de una futura apreciación nominal (Goldfajn y Werlang, 2000, págs. 8 y 9). Entonces, una perturbación cambiaria en momentos de subvaluación real estaría generando un mayor efecto transferencia que cuando ésta ocurre en períodos de sobrevaluación importante.

Otra explicación sobre por qué el efecto de un choque en la tasa de depreciación podría tener un menor efecto en la inflación cuando éste ocurre en momentos de una sobrevaluación real es que se parte de una situación en la que los bienes importados (finales o intermedios) son relativamente más baratos que sus competidores nacionales y, por consiguiente, un aumento del tipo de cambio nominal podría hacerlos menos baratos sin afectar significativamente los márgenes de ganancia o la estructura de costos.

La figura 3 muestra una comparación del efecto de una perturbación cambiaria en los precios de los bienes y de los servicios. Se observa que el efecto transferencia en bienes es superior que el efecto transferencia en servicios. Esta diferenciación es estadísticamente más importante cuando se trata de choques grandes y la economía se encuentra en períodos de depreciación real o en períodos de pequeñas apreciaciones reales.

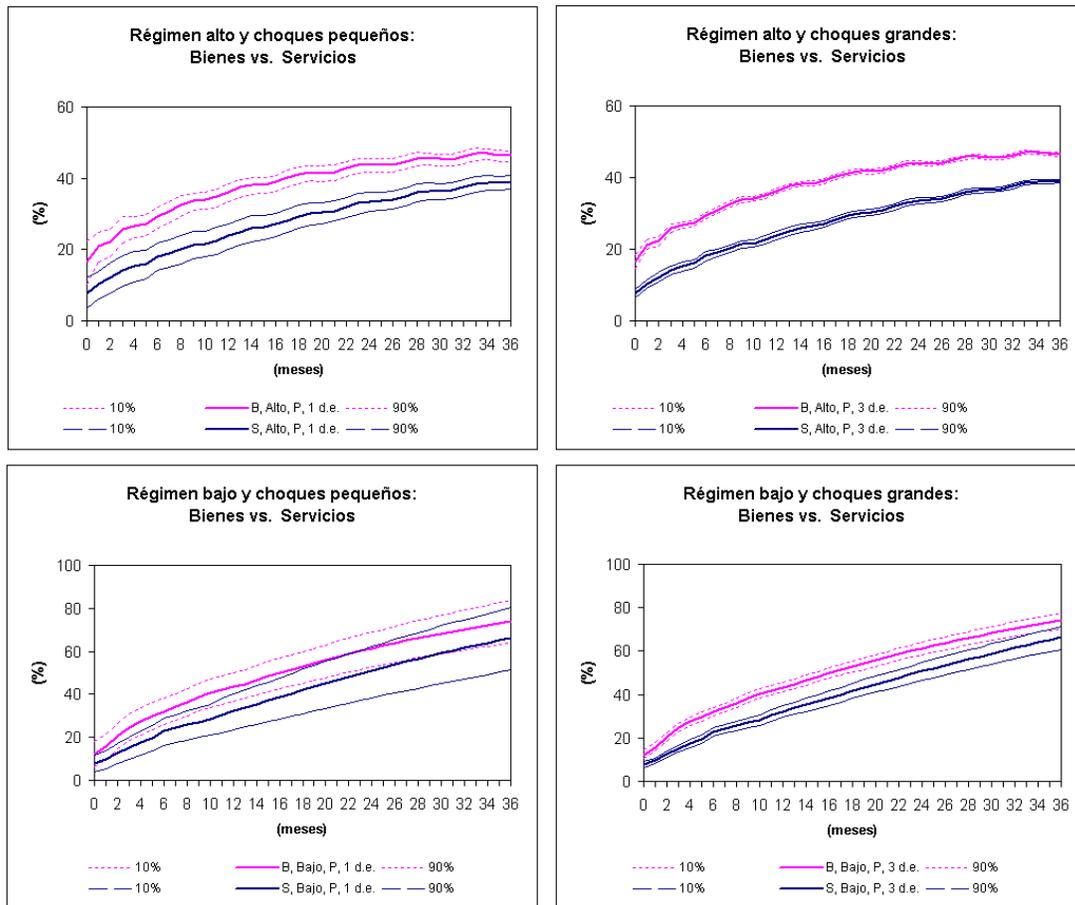
¹⁸ Como indicador de tipo de cambio real se utilizó el índice de tipo de cambio real efectivo del Fondo Monetario Internacional.

Figura 3: Efecto transferencia y estados de la economía cuando la brecha de tipo de cambio real, tcr_{t-4} , es la variable de estado.



B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e.= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e.= tres desviaciones estándares.

Figura 4: Efecto transferencia en bienes y servicios cuando la brecha del tipo de cambio real, tcr_{t-4} , es la variable de estado.



B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e= tres desviaciones estándares.

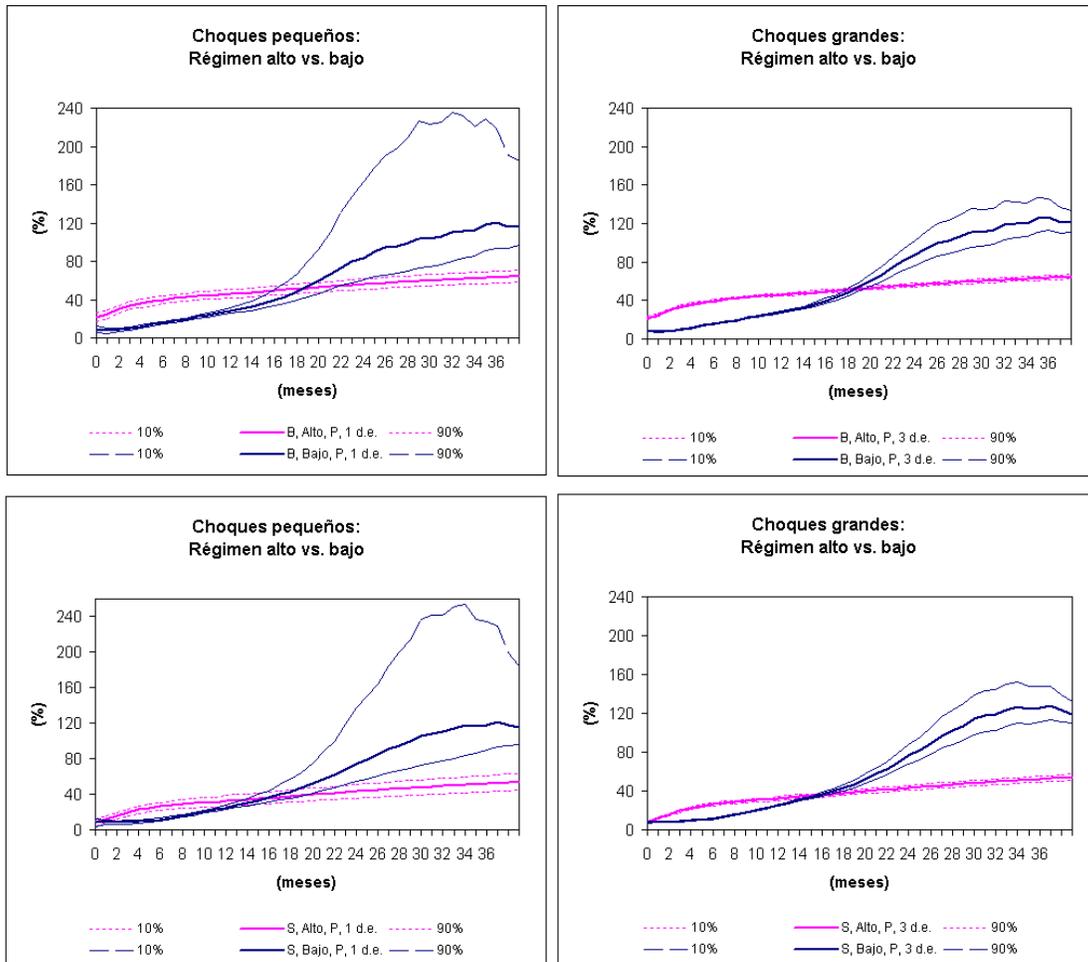
5.2. Modelo LSTVEC estimado con $dm2_{t-3}$ como variable de transición

Cuando se utiliza a $dm2_{t-3}$, la tasa de variación de la liquidez monetaria nominal con tres períodos de retardo, como variable de transición el régimen bajo se asocia a períodos de contracción monetaria mientras que el régimen alto se corresponde con períodos de expansión monetaria.

En esta especificación se obtiene que, a un año, el efecto transferencia es mayor cuando la liquidez monetaria se expande que cuando se contrae. Esto se observa más notablemente en los precios de los bienes, en los que el efecto transferencia a un año debido a perturbaciones pequeñas ocurridas en momentos de contracción monetaria alcanza un 25,8%, mientras que en momentos de expansión alcanza 45,1%. De modo parecido ocurre con el efecto de las perturbaciones cambiarias en los precios de los servicios ante choques pequeños, donde el régimen bajo alcanza 24,9% a un año, mientras que el régimen alto muestra un efecto transferencia de 32,4%. Tal situación pareciera revertirse a mayor plazo, ya que el efecto de las perturbaciones cambiarias en el régimen bajo se hace mayor que en el régimen alto (ver figura 5). Estos resultados indican que la política monetaria orientada a contraer la liquidez monetaria podría contener el efecto de las devaluaciones en los precios de los bienes y servicios al menos en el corto plazo.

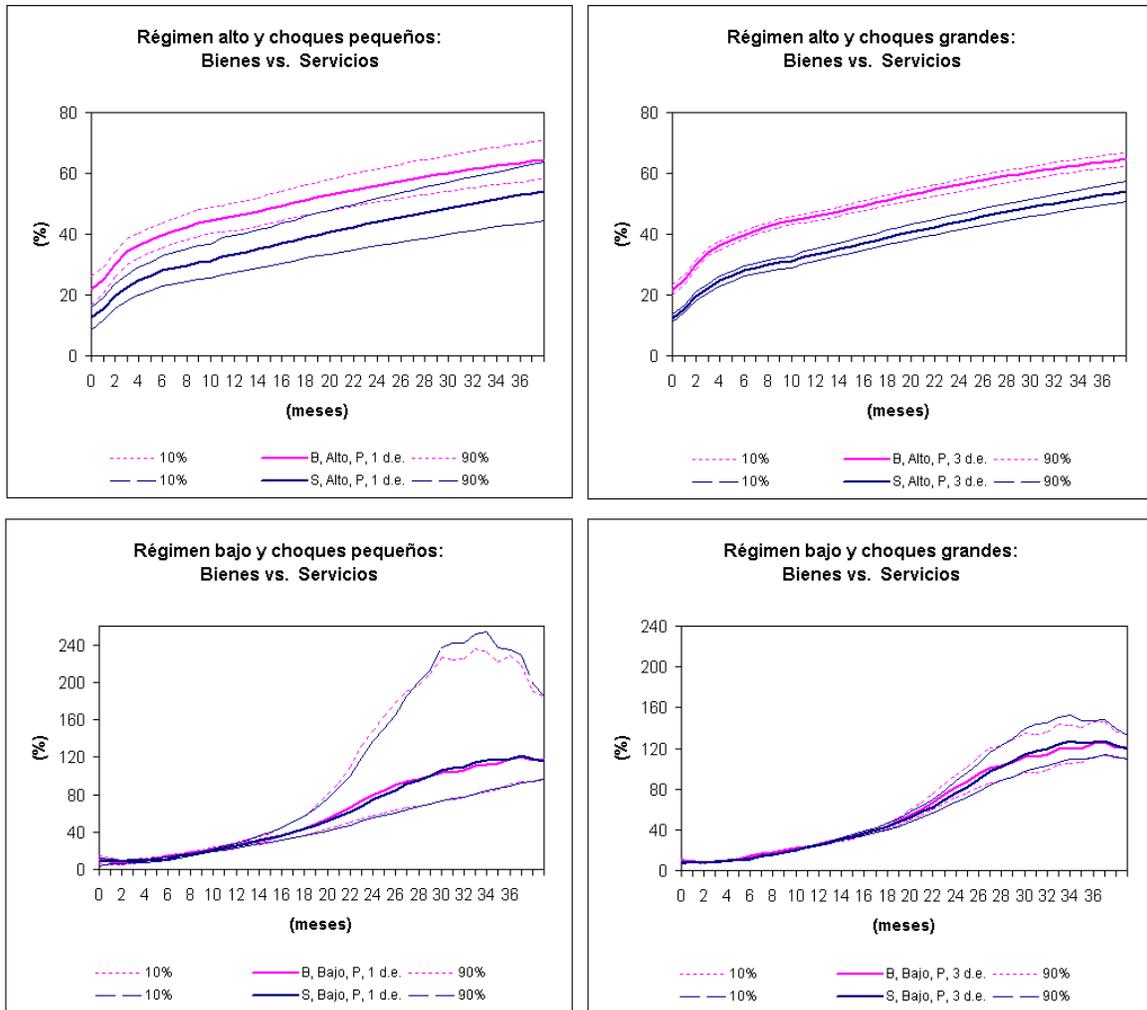
De la comparación entre el efecto transferencia en los precios de los bienes y servicios (ver figura 6), se obtiene que las reacciones de los precios de ambos tipos de productos son estadísticamente significativas cuando el choque en la tasa de depreciación nominal ocurre en períodos de expansión monetaria solamente.

Figura 5: Efecto transferencia y estados de la economía cuando el cambio de $M2$, $dm2_{t-3}$, es la variable de estado.



B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e= tres desviaciones estándares.

Figura 6: Efecto transferencia en bienes y servicios cuando el cambio de $M2$, $dm2_{t-3}$, es la variable de estado.



B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e.= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e.= tres desviaciones estándares.

5.3. Modelo LSTVEC estimado con $dpetrol_{t-3}$ como variable de transición

De las cinco especificaciones estimadas, la que incluye a la variación de los precios del petróleo como variable de transición presenta la mejor distribución de observaciones entre regímenes, lo cual permite inferir que ambos regímenes son igualmente probables. Este modelo predice asimetrías en el efecto transferencia según el estado de la economía y muestra evidencias de un mayor efecto transferencia en los precios de los bienes que en el de los servicios.

En efecto, se observa que el efecto transferencia a un año, indistintamente del tamaño del choque, es mayor cuando los precios del petróleo están cayendo (régimen bajo) que cuando están subiendo (régimen alto). Por ejemplo, se puede apreciar que ante choques pequeños en el régimen bajo, el efecto transferencia en los precios de los bienes alcanza un 48,5% en un año¹⁹, mientras que en el régimen alto éste es de 36,6%. Por su parte, el efecto transferencia en los precios de los servicios es de 36,8% en presencia de caídas en el precio del petróleo y de 31,6% a un año, cuando la perturbación ocurre en momentos de alza en dichos precios. El efecto transferencia es estadísticamente más significativo en períodos iniciales que a más largo plazo (ver figura 7). Este resultado está en línea con el encontrado en Mendoza (2004) sobre un efecto negativo de los aumentos de las reservas internacionales en el efecto transferencia en la tasa de variación del índice general de precios al consumidor²⁰.

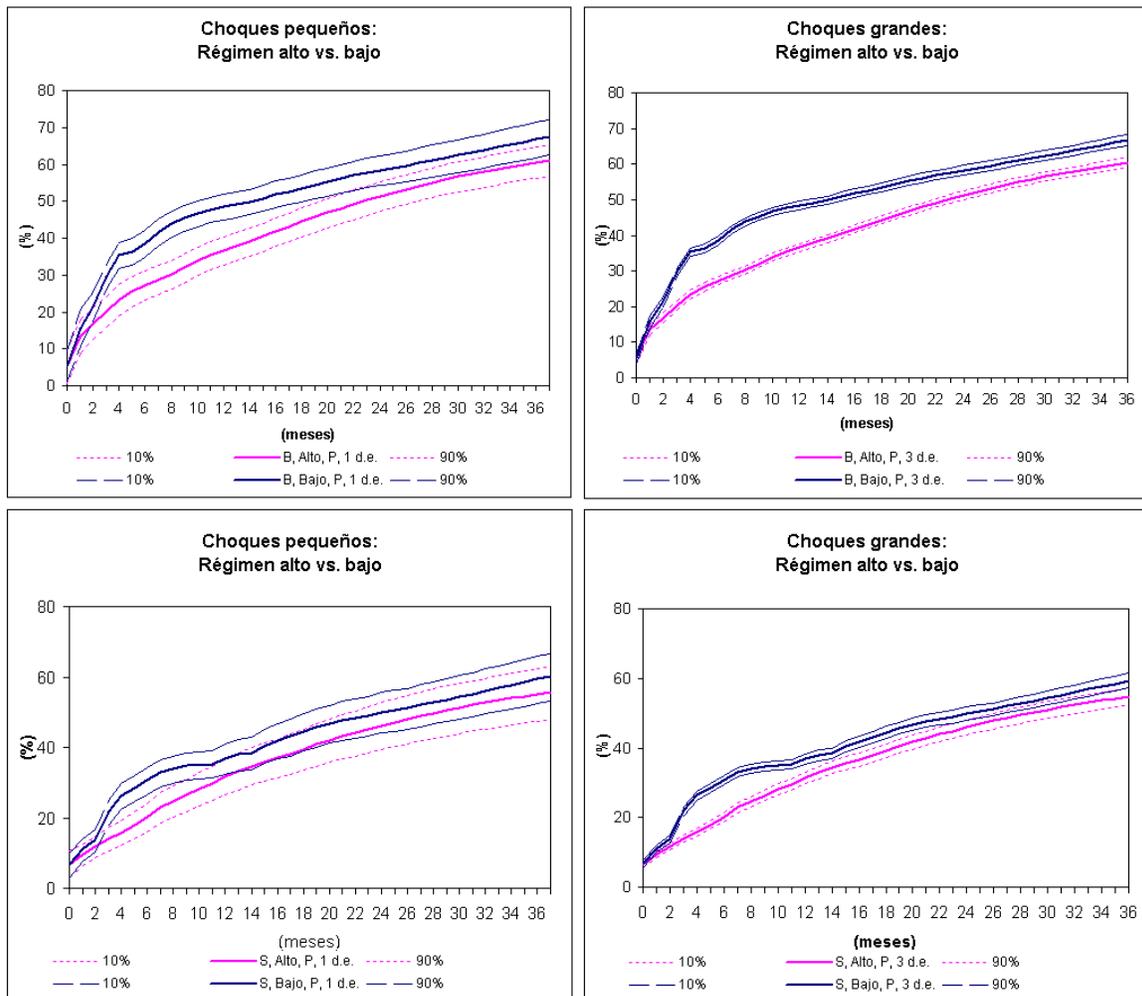
Un mayor efecto de las devaluaciones en los precios, indistintamente de sí se tratan de bienes o de servicios, cuando los precios del petróleo están en descenso podría ser explicado por dos vías: (1) los agentes económicos perciben cualquier aumento en la tasa de cambio como un fenómeno permanente o como un escenario con gran probabilidad de que en el corto plazo se produzcan cambios importantes en la política cambiaria que traiga consigo una devaluación significativa del signo monetario, y (2) ante una caída en los ingresos petroleros, la posición deudora del sector público, en ausencia de ajustes fiscales, puede conducir a la economía a mayores precios vía impuesto inflación (Zavarce, 2003). Si los agentes económicos esperan una mayor devaluación o una mayor inflación, entonces estarían dispuestos a anticipar futuros ajustes en los costos de producción y de comercialización de los bienes y servicios.

La figura 8 compara el efecto transferencia en los precios de los bienes y servicios y muestra, al igual que en otras especificaciones utilizadas, que el efecto transferencia es mayor en los precios de los bienes que en los servicios. Esto ocurre principalmente cuando la perturbación cambiaria ocurre en períodos de contracción de los precios del petróleo.

¹⁹ Este resultado se corresponde con el mayor efecto de una perturbación cambiaria en los precios en esta investigación.

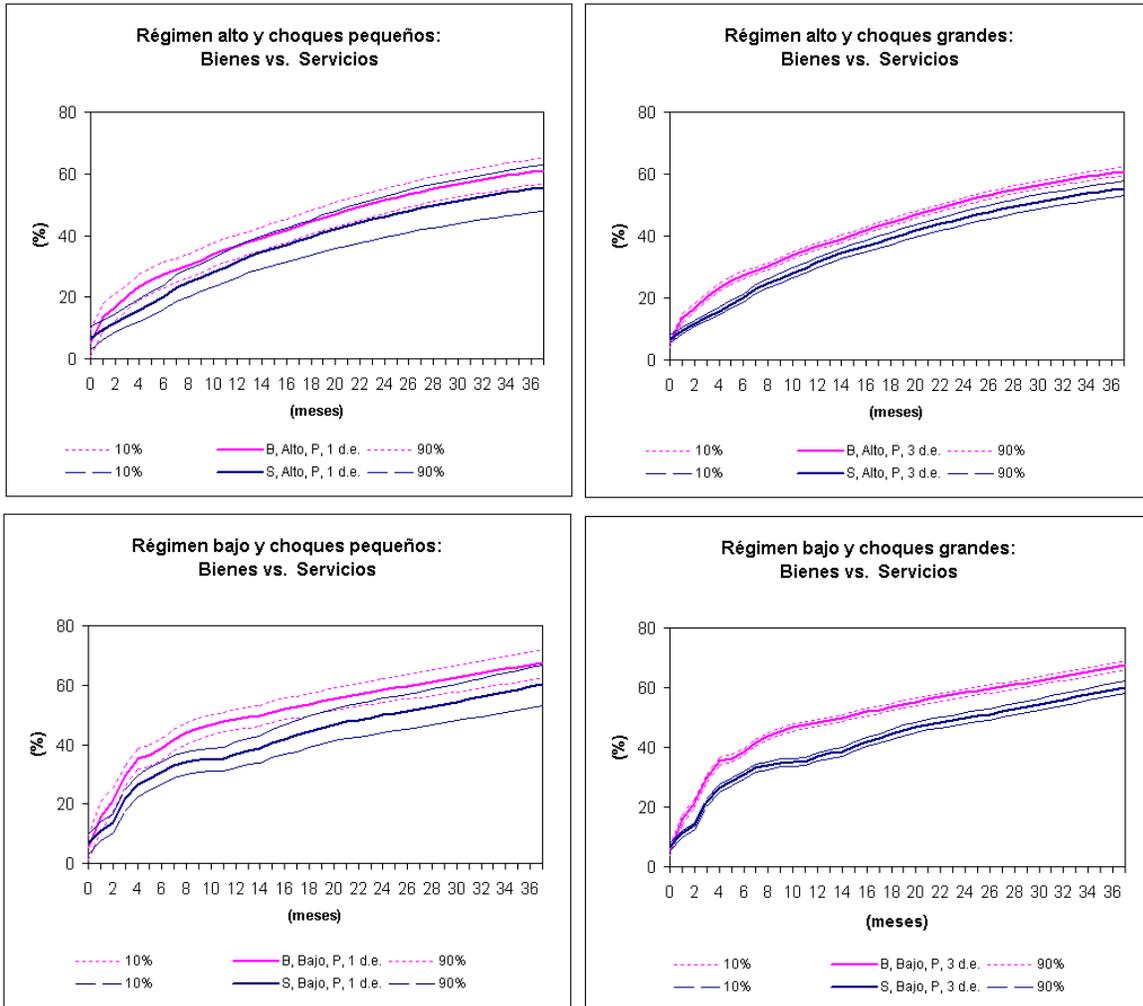
²⁰ Por ser el petróleo el principal producto de exportación de Venezuela, los movimientos de las reservas internacionales están influidos por el comportamiento del mercado petrolero internacional.

Figura 7: Efecto transferencia y estados de la economía cuando la variación en el precio del petróleo, $dpetrol_{t-3}$, es la variable de estado.



B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e= tres desviaciones estándares.

Figura 8: Efecto transferencia en bienes y servicios cuando la variación en el precio del petróleo, $dp_{petrol,t-3}$, es la variable de estado.



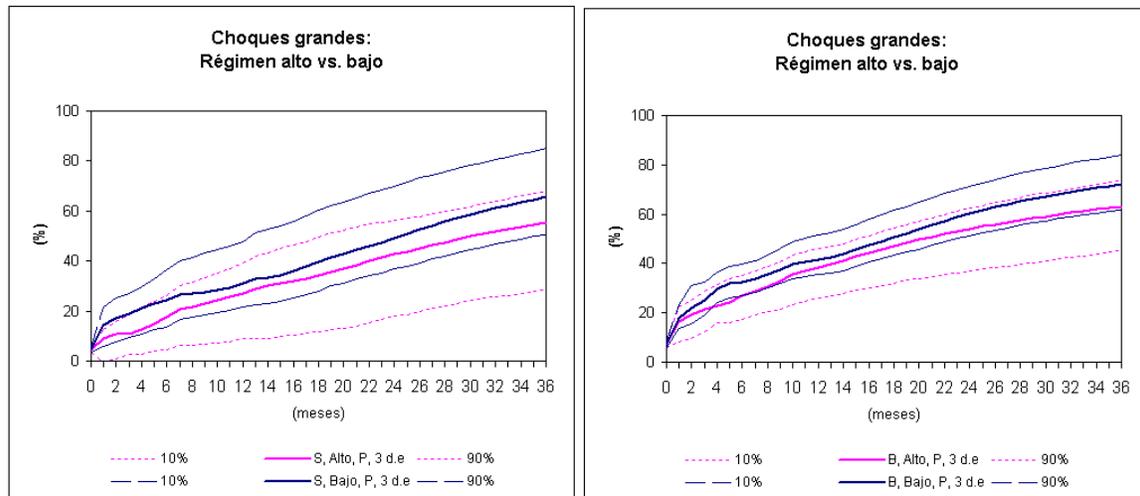
B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e= tres desviaciones estándares.

5.4. Modelo LSTVEC estimado con de_{t-1} como variable de transición

Con la variación del tipo de cambio, de_{t-1} , como variable de transición, el modelo predice, al igual que las otras especificaciones consideradas, un efecto transferencia en los precios de los bienes superior al de los servicios independientemente del tamaño del choque y estado de la economía. No obstante, este resultado puede considerarse como una evidencia débil, ya que sus distribuciones se encuentran ampliamente interceptadas. Asimismo, no se encuentran diferencias importantes en el comportamiento del efecto transferencia cuando se compara entre estados de la economía ni entre choques positivos y negativos.

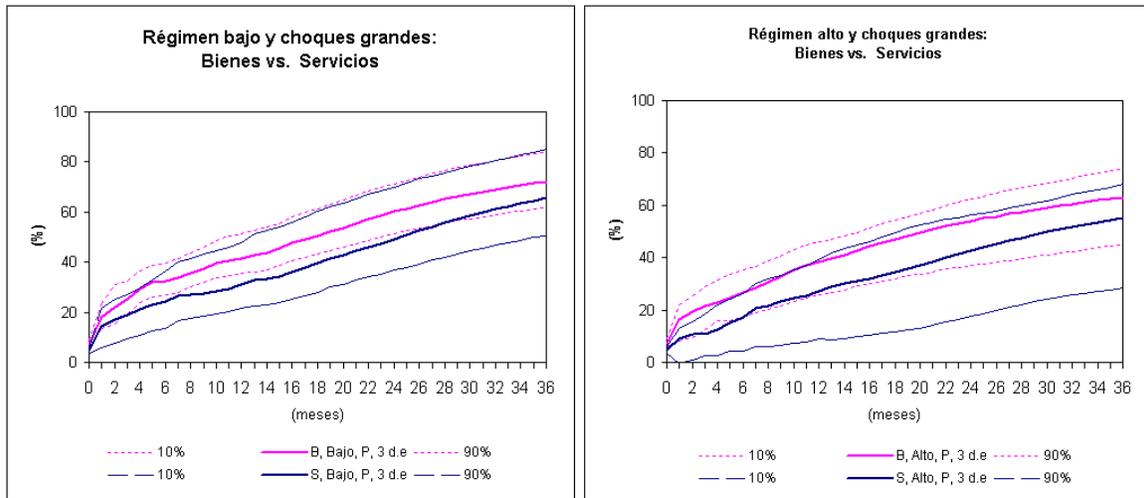
En las figuras 9 y 10 se compara el efecto transferencia, tanto en los precios de los bienes como de los servicios de acuerdo al estado de la economía. Sólo se muestra información para choques grandes, ya que en este caso las bandas de confianza son más estrechas.

Figura 9: Efecto transferencia y estados de la economía cuando la variación del tipo de cambio, de_{t-1} , es la variable de estado.



B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e= tres desviaciones estándares.

Figura 10: Efecto transferencia en bienes y servicios cuando la variación del tipo de cambio, de_{t-1} , es la variable de estado.



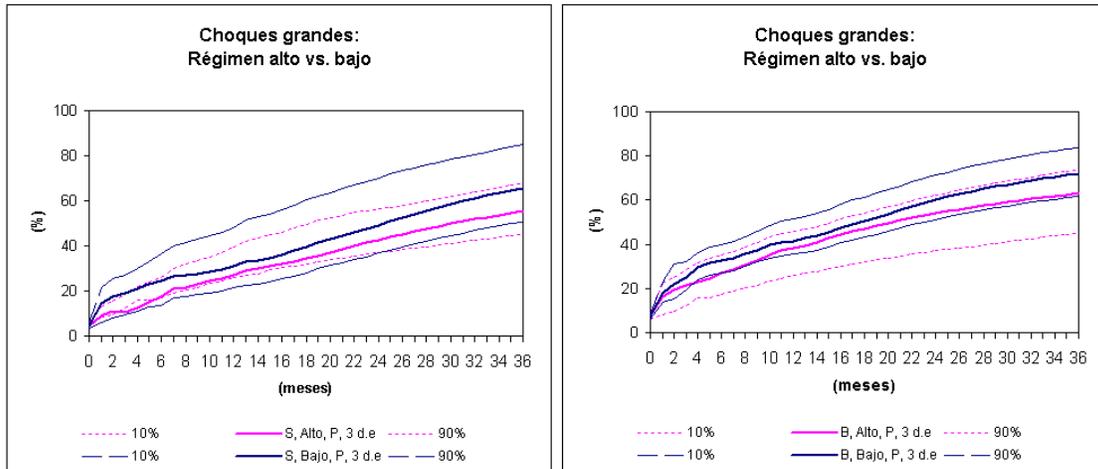
B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e= tres desviaciones estándares.

5.5. Modelo LSTVEC estimado con $d\pi_{t-5}^s$ como variable de transición

Al igual que en las cuatro especificaciones anteriores, cuando se usa como variable de transición la variación de los precios de los servicios, $d\pi_{t-5}^s$, se obtiene que el efecto transferencia no es completo. No obstante, el modelo no predice asimetrías de ninguno de los tres tipos investigados (de estado, tamaño y signo) en el efecto transferencia. Este resultado, en el cual el ambiente inflacionario no pareciera explicar el comportamiento del efecto transferencia, contrasta con la teoría que predice que el efecto transferencia es un fenómeno no lineal y dependiente del comportamiento de los precios (Figura 11).

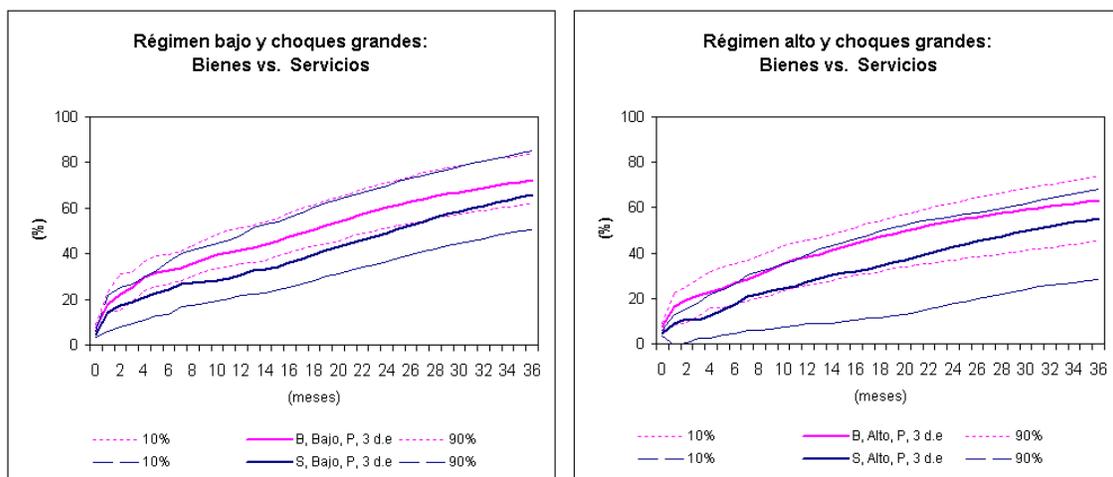
Asimismo, esta especificación no muestra evidencias de diferencias importantes entre el efecto de una perturbación cambiaria en los precios de los bienes ni de los servicios (Figura 12). Esto es, el efecto transferencia en los precios de bienes tiende a ser superior que en los precios de los servicios; no obstante, las bandas de confianza revelan que estas diferencias no son estadísticamente diferentes.

Figura 11: Efecto transferencia y estados de la economía cuando el cambio en la inflación de los servicios, $d\pi_{t-5}^s$, es la variable de estado.



B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e.= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e.= tres desviaciones estándares.

Figura 12: Efecto transferencia en bienes y servicios cuando el cambio en la inflación de los servicios, $d\pi_{t-5}^s$, es la variable de estado.



B= Bienes, S= Servicios, Bajo= Régimen Bajo, Alto= Régimen Alto, P= choque positivo, 1 d.e.= perturbación de una desviación estándar, 3 d.e.= tres desviaciones estándares.

CONCLUSIONES

De acuerdo a los resultados obtenidos del modelo econométrico utilizado en este estudio, el efecto de las perturbaciones cambiarias es mayor en los precios de los bienes que en los servicios, lo cual estaría repercutiendo en una caída de los precios relativos de los servicios respecto a los de los bienes. Al mismo tiempo, se obtiene que el efecto transferencia no es completo en ninguno de los dos agregados de precios analizados (bienes y servicios). Este resultado es independiente del régimen, signo y tamaño de las perturbaciones cambiarias y, es consistente con la teoría que replica un efecto transferencia incompleto debido a la presencia de bienes no transables en la economía que se ajustan lentamente y con las evidencias para otras economías a través de la aplicación de modelos lineales.

El estudio separado del comportamiento de los precios de los bienes y de los servicios permite evidenciar la presencia de asimetrías de estado en el efecto transferencia. Estas parecerían estar asociadas principalmente al comportamiento del precio del petróleo, de la liquidez monetaria (M2) y del tipo de cambio real respecto a su tendencia.

En una economía como la venezolana altamente dependiente de los ingresos petroleros, investigar el efecto de las variables petroleras es un aspecto interesante. El efecto del comportamiento de los precios del petróleo como variable que pudiese afectar el efecto transferencia o efecto de las fluctuaciones cambiarias en la inflación estaría explicado por la anticipación que los agentes económicos hacen sobre el comportamiento futuro de las variables cambiarias y fiscales y, por consiguiente, sobre los precios de los bienes y servicios demandados. En efecto, se obtiene que el efecto transferencia de una perturbación cambiaria es menor (mayor) cuando se parte de una situación de precios del petróleo crecientes (en descenso). Este resultado se interpreta como que los agentes económicos podrían asociar un aumento del tipo de cambio como un fenómeno transitorio cuando esto ocurre en un momento de bonanza petrolera. En cambio, cuando la devaluación ocurre en momentos de caída de los precios del petróleo y, se espera que esta situación se mantenga, entonces posibles cambios en la política cambiaria se perciben como un fenómeno permanente. Ante una situación como ésta, más agentes económicos estarían dispuestos a no esperar y ajustar los precios de sus productos una vez que ocurre cualquier aumento del tipo de cambio, lo que se traduciría en un mayor efecto transferencia de una perturbación cambiaria en los precios de los bienes y servicios.

Por lo general, en estudios de inflación para la economía venezolana no se encuentra un efecto estadísticamente significativo entre algún agregado monetario y los precios cuando se utilizan datos de alta frecuencia. En este estudio se ha encontrado que si bien las variaciones mensuales de los agregados monetarios podrían no afectar directamente a la variación de los precios, este efecto podría verse reflejado en los coeficientes de las funciones estimadas. En efecto, se encuentra que contracciones en la liquidez monetaria podrían amortiguar el efecto de las devaluaciones en los precios. El resultado obtenido en esta desagregación de precios en bienes y servicios no fue encontrado en Mendoza (2004) donde se utilizó la variación del índice

agregado de precios al consumidor²¹. Por lo tanto, sería interesante investigar los efectos de los agregados monetarios en otros indicadores de precios desagregados, a los fines de contrastar la robustez de los resultados encontrados.

Por su parte, el efecto de las fluctuaciones cambiarias pareciera ser mayor en presencia de depreciaciones reales y de pequeñas apreciaciones que cuando se parte de períodos de alta apreciación real. Este resultado está en línea con la teoría, la cual predice que un aumento del tipo de cambio nominal en períodos de alta apreciación real tiende a corregir el desequilibrio en el tipo de cambio real sin afectar significativamente el comportamiento de los precios.

A pesar que se pudo estimar un modelo no lineal con respecto a un indicador del comportamiento de la inflación, en este caso de servicios, no se encontraron resultados alineados con la teoría que pregona que los ambientes inflacionarios influyen en el efecto transferencia. A este nivel de desagregación (bienes y servicios), de la especificación estimada con las variaciones de reservas internacionales, d_{rin}_{t-1} como TV, no se obtuvieron trayectorias satisfactorias de efecto transferencia. Dos elementos podrían estar influyendo: (1) que se deba efectivamente a la dinámica del modelo estimado y (2) que los supuestos utilizados para el cómputo de impulso respuestas y del efecto transferencia no sean los más apropiados.

Una vez más, se han encontrado evidencias de asimetrías en el efecto transferencia en Venezuela en un nivel menos agregado de precios al consumidor, lo cual motiva a investigar posibles no linealidades en cualquier estudio de inflación donde se considere el efecto de las variables cambiarias.

REFERENCIAS

- Albuquerque, C., Portugal, M.S., 2004. Efecto transferencia from exchange rate to prices in Brazil: An analysis using time varying parameters from the 1980-2002 period. IX Reunión de Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano. CEMLA.
- 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.
- Bailliu, J., Fujii, E., 2004. Exchange rate efecto transferencia and the inflation environment in industrialized countries: an empirical investigation. Bank of Canada, Working Paper, N° 2004-21.
- Belaisch, A., 2003. Exchange rate efecto transferencia in Brazil. IMF Working Paper, N° 03/141. Washington, International Monetary Fund.
- Betts, C., Devereux, M., 1996. The exchange rate in a model of pricing to market. *European Economic Review*, 40, 1007-1021.
- Betts, C., Devereux, M., 2000. The exchange rate dynamics in a model of pricing to market. *Journal of International Economics*, 50, 215-244.
- Bhundia, A., 2002. An empirical investigation of exchange rate efecto transferencia in South Africa. IMF Working Paper, N° 02/165. Washington, International Monetary Fund.
- Burstein, A., Eichenbaum, M., y Rebelo, S., 2002. Why are rates of inflation so low after large devaluations? National Bureau of Economic Research, Working Paper N° 8748.

²¹ La agregación de datos por lo general ocasiona una pérdida de no linealidad.

- Burstein, A., Eichenbaum, M., Rebelo, S., 2004. Large devaluations and the real exchange rate. National Bureau of Economic Research, Working Paper, N° 10986.
- Burstein, A., Neves, J., Rebelo, S., 2003. Distribution costs and real exchange rate dynamics during exchange-rate-based stabilizations, *Journal of Monetary Economics*, 50, 1189-1214.
- Camacho, M., 2004. Vector smooth transition regression models for US GDP and the composite index of leading indicators. *Journal of Forecasting*, 23, 173-196.
- Campa, J.M., Goldberg, L.S., 2004. Exchange rate efecto transferencia into import prices. Mimeo, Federal Reserve Bank of New York.
- Choudhri, E.U., Hakura, D.S., 2001. Exchange rate efecto transferencia to domestic prices: Does the inflationary environment matter? IMF Working Paper, N° 01/194. Washington, International Monetary Fund.
- Devereux, M.B., Engel, C., Storgaard, P.E., 2004. Endogenous exchange rate efecto transferencia when nominal prices are set in advance. *Journal of International Economics*, 63, 263-291.
- Engel, C., 2002. The responsiveness of consumer prices to exchange rates: A synthesis of some new open economic macro models. *The Manchester School*, 70, 1-15.
- Franses, P.H., van Dijk, D., 2000. Non-linear time series models in empirical finance. Cambridge University Press, Cambridge.
- Gagnon, J., Ihrig, J., 2001. Monetary policy and exchange rate pass through. Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper, No. 704.
- Goldfajn, I., Werlang, S.R.C., 2000. The efecto transferencia from depreciation to inflation: A panel study. Working Paper Series, N° 5. Banco Central do Brasil.
- Granger, C.W.J., Teräsvirta, T., 1993. Modelling nonlinear economic relationship. Oxford University Press, New York.
- Gueorguiev, N., 2003. Exchange rate efecto transferencia in Romania. IMF Working Paper, N° 03/130. Washington, International Monetary Fund.
- Guerra, J., Pineda, J., (Compiladores), 2004. Temas de política cambiaria en Venezuela. Colección economía y finanzas. Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Hviding, K., Nowak, M., Ricci, L.A., 2004. Can higher reserves help reduce exchange rate volatility? IMF Working Paper, N° 04/189. Washington, International Monetary Fund.
- Kandil, M., 2000. The asymmetric effects of exchange rate fluctuations: Theory and evidence from developing countries. IMF Working Paper, N° 00/184. Washington, International Monetary Fund.
- Koop, G., Pesaran, M.H., Potter, S.M., 1996. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 66, 387-414.
- Leigh D., Rossi, M., 2002. Exchange rate efecto transferencia in Turkey. IMF Working Paper, N° 02/204. Washington, International Monetary Fund.
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., Teräsvirta, T., 1998. Testing linearity against smooth transition autoregressive models. *Biometrika*, 75 (3), 491-499.
- McCarthy, J., 2000. Efecto transferencia of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies. Federal Reserve Bank of New York. Mimeo.
- Mendoza L., O.A., 2003. Investigating the differential impact of real interest rates and credit availability on private investment: Evidence from Venezuela. Banco Central de Venezuela. Serie Documentos de Trabajo, N° 40.
- Mendoza L., O.A., 2004. Las asimetrías del efecto transferencia en Venezuela. Banco Central de Venezuela, Serie Documentos de Trabajo, N° 62.
- Murillo L., J., Laverde M., B., Durán V., R., 2002. Efecto transferencia del tipo de cambio en los precios de bienes transables y no transables en Costa Rica. Banco Central de Costa Rica, Documento de Trabajo.

- Pagliacci, C., Ochoa, E., 2004. Evaluación del Riesgo Macroeconómico de las Reservas Internacionales en Venezuela. Mimeografía, Banco Central de Venezuela.
- Pedauga, Luis y Noguera, Carlos, 2006. Presión en el mercado cambiario para el caso venezolano (1984-2004). Revista Nueva Economía, Vol. XV, No 26.
- Peña, D., 2002. Análisis de datos multivariantes. Mc Graw Hill, México.
- Rothman, P., van Dijk, D., Franses, P.H., 2001. A Multivariate STAR Analysis of the relationship between Money and output. *Macroeconomic Dynamics*, 5, 506-532.
- Sims, C., 2003. Limits to inflation targeting. Mimeo. Princeton University.
- Teräsvirta, T., 1994. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models. *Journal of the American Statistical Association* 89 (425), 208-218.
- Taylor, J. B., 2000. Low inflation, efecto transferencia, and the pricing power of firms. *European Economic Review*, Vol. 44, 1389-1408.
- van Dijk, D., Franses, P.H., 1999. Modeling multiple regimes in the business cycles. *Macroeconomic Dynamics*, 3, 311-40.
- van Dijk, D., Franses, P.H., Lucas, A., 1999. Testing for smooth transition nonlinearity in the presence of additive outliers. *Journal of Business and Economics Statistics*, 17, 217-235.
- Winkelried Q., D., 2003. ¿Es asimétrico el Efecto transferencia en el Perú?: Un análisis agregado. VIII Reunión de Red de Investigadores de Banca Central del Continente Americano. CEMLA.
- Zavarce, H., 2003. Inconsistencia fiscal y shock petrolero: El caso de la regla cambiaria. Banco Central de Venezuela, Serie Documentos de Trabajo, N° 42.