AAQ1581

TESIS
E2004
F4

UNIVERSIDAD CATÓLICA ANDRÉS BELLO
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y SOCIALES
ESCUELA DE ECONOMÍA

El "*pass-through*" del tipo de cambio: Un análisis para la economía venezolana*

Fernández Contreras, Lucía E.
Pérez Díaz, Adriana del C.

Profesor guía: Luis Zambrano Sequín

Caracas, octubre 2004

*Trabajo de grado que se presenta como requisito para optar al título de Economista de la Universidad Católica Andrés Bello.

El "*pass-through*" del tipo de cambio: Un análisis para la economía venezolana

Fernández Contreras, Lucía E.
Pérez Díaz, Adriana del C.

octubre, 2004

Resumen

En Este trabajo se estima el coeficiente de "*pass-through*" del tipo de cambio sobre la inflación para la economía venezolana, en el periodo comprendido entre 1984 al 2002. Para ello se sigue la metodología desarrollada por McCarthy (1999), la cual se basa en el uso de vectores autorregresivos (VAR) que permiten estimar una la Función Impulso Respuesta y hacer un análisis de Descomposición de Varianza. Con base en esa metodología, se estimó en 0.28 la elasticidad a largo plazo del "*pass-through*" sobre la inflación a nivel de los consumidores.

Agradecimientos

Al Profesor Luis Zambrano Sequín por haber aceptado guiarnos en la realización de este trabajo por el tiempo dedicado a corregir y asesorar cada vez que fue necesario y, especialmente por todo lo que aprendimos gracias a él durante la realización de esta investigación.

Al Profesor Matías Riutort y al Profesor Andreas Faust por su asesoría en los aspectos econométricos y la disponibilidad para atendernos en los momentos en que más lo necesitáramos.

Al Profesor Julio Pineda por el interés mostrado en la realización de nuestro trabajo, y su disposición a conversar respecto al tema.

Al economista Luis Montero por sus valiosos comentarios sobre algunos aspectos teóricos del presente trabajo.

Al Dr. Carlos A. Contreras M. por su colaboración en la realización de los formatos e impresión de este documento.

A nuestros compañeros Pablo Bustamante y Ángel Alvarado por habernos facilitado los datos correspondientes a la Brecha Producto a través del Filtro de Kalman.

Lucía Fernández y Adriana Pérez

A mis padres, pero especialmente a mi madre por estar siempre a mi lado, a Margot Contreras ya que sin su ayuda este trabajo no hubiera podido realizarse, a mi tío Carlos por estar siempre dispuesto a ayudar cada vez que fuera necesario y muy especialmente a mi novio Pablo, por estar allí cada vez que necesitaba su apoyo.

Lucía E. Fernández C.

Dedicatoria

A mis abuelos Carlos y Lucía que están juntos en el cielo.

Lucía Fernández

A mi Padre y a mi Madre (aunque ya no este conmigo),

A mis Hermanos: José y Sonia,

Y a mi novio Armando.

Adriana Pérez

Índice de contenido

Introducción.....1

Capítulo1: Aspectos teóricos.....4

1.1.- Definiciones.....4

1.2.- Canales de transmisión de los choques del tipo de cambio.....6

1.3- Determinantes del "*pass-through*" del tipo de cambio.....7

1.4.- Hechos estilizados para Venezuela 11

Capítulo 2 Aspectos metodológicos.....14

2.1.- Modelo general.....14

2.2.- Composición de la canasta de precios.....18

Capítulo 3:Estimación del modelo 20

3.1 Antecedentes.....20

3.2 Descripción del modelo a ser estimados.....22

3.3 Otras variantes estimadas.....24

3.4 Procedimiento de estimación.....24

3.5 Resultados obtenidos.....26

3.5.1 Determinación del "*Pass-Though*".....26

3.5.2 Análisis de la descomposición de varianza.....28

3.5.3 Resultados con otras especificaciones.....29

Conclusiones.....31

Referencias Bibliográficas.....34

Anexos.....38

Anexo N° 1: Definición de las variables utilizadas.....38

Anexo N° 2: Determinación del número óptimo de rezagos.....40

Anexo N° 3: Examen de la estacionariedad de las series.....42

Anexo N° 4: Determinación de la causalidad de las variables.....44

AnexoN° 5: Cálculo de la Función Impulso Respuesta y Función Impulso Respuesta Acumulada.....46

Introducción

La relación entre el tipo de cambio nominal y la inflación es un tema de gran relevancia en la discusión económica, sobre todo en las economías emergentes. El establecimiento de un sistema de tipo de cambio acorde con un objetivo inflacionario y que proporcione estabilidad al sistema económico interno, se ha convertido en una cuestión fundamental para la gestión de la política monetaria.

En el caso particular de las economías abiertas y pequeñas, que se caracterizan por ser tomadoras de precios en el mercado internacional, los choques externos en el tipo de cambio tienen fuertes impactos inflacionarios. Esto es así, debido al peso que tienen los bienes y servicios importados en la estructura de costos y la vulnerabilidad de los sectores productores internos de bienes transables a los cambios en los precios relativos.

La discusión de la influencia de las variaciones del tipo de cambio nominal sobre la inflación en Venezuela pasó a ser un tema relevante a partir de los años ochenta con el abandono del régimen de tipo de cambio fijo en 1983 (Guerra y Pineda, 2000); sin embargo, han sido escasos los trabajos académicos especialmente dedicados al tema.

En términos generales, la transmisión de los choques en el tipo de cambio hacia los precios se canaliza por tres vías bien diferenciadas: la variación en los precios domésticos de los bienes transables, la modificación en el costo de los insumos importados y por la alteración en los precios de los productos finales en moneda doméstica. Estas variaciones en los precios afectan la estructura de precios

relativos y la distribución de ingresos, y por ello la demanda agregada interna y el nivel de actividad económica.

El efecto de las variaciones del tipo de cambio sobre los precios se conoce con el nombre de *"pass-through"* y su determinación se ha convertido en los últimos años en un aspecto de interés tanto desde el punto de vista teórico como desde la perspectiva de la política económica.[1]

Este trabajo tiene como objetivo principal estimar el coeficiente de "*pass-through*" del tipo de cambio sobre la inflación para la economía venezolana, en el periodo comprendido entre 1984 al 2002. Para ello se sigue la metodología desarrollada por McCarthy (1999), la cual se basa en el uso de vectores autorregresivos (VAR), que permiten estimar una la Función Impulso Respuesta y hacer un análisis de Descomposición de Varianza a partir de los cuales es posible determinar los coeficientes del *"pass-through"* del tipo de cambio. En este estudio se pretende no sólo cuantificar la magnitud del coeficiente sino también describir el proceso de ajuste temporal en los precios.

Los resultados de la presente investigación corroboran las conclusiones de Bhundia (2002), quién señala que el *"pass-through"* del tipo de cambio hacia los precios a nivel de los importadores tiende a ser mayor que hacia los precios finales. Asimismo se verifican las conclusiones de Goldfajn y Werlang (2000), quienes determinaron que el "*pass-through*" es substancialmente mayor en economías pequeñas y abiertas que en economías desarrolladas.

[1] Ver McCarhty (1999), Bhundia (2000), Miller (2002).

El trabajo está organizado de la siguiente manera: en el primer capítulo se abordan los aspectos teóricos referidos al *"pass-through"* del tipo de cambio, su definición, alcance, canales de transmisión, y los determinantes de dicho coeficiente. En el segundo capítulo se describe la metodología utilizada y su aplicación para el caso venezolano. En el tercer capítulo se presentan los resultados obtenidos, se discuten las limitaciones del trabajo y se proponen futuras líneas de investigación.

Finalmente se incorporan un conjunto de anexos. En el Anexo N° 1 se muestra la construcción de las variables usadas para la estimación del modelo, en el Anexo N° 2 se reportan los resultados del test de estimación del número óptimo de rezagos, en el Anexo N° 3 se informan los resultados correspondientes a los tests de estacionariedad aplicadas a las series, en el Anexo N° 4 se consideran los resultados del tests de causalidad de Engle-Granger y en el Anexo N° 5 se muestran los gráficos de las Funciones Impulso Respuesta e Impulso Respuesta Acumulado para cada uno de los modelos considerados.

Capítulo1: Aspectos Teóricos.

1.1 Definiciones

Las variaciones en el tipo de cambio nominal generan distintos efectos sobre la economía, en especial sobre la inflación interna; el efecto de las variaciones del tipo de cambio nominal (TCN) sobre la inflación doméstica en la literatura es conocido como "*pass-through*" (*PT*) del tipo de cambio.

En este trabajo el coeficiente de *PT* puede ser definido específicamente como el efecto de un choque en el tipo de cambio nominal sobre los precios, teniendo en cuenta al menos en tres instantes del proceso de comercialización: importador, productor y consumidor.

El coeficiente de *PT* normalmente es calculado como una elasticidad: dicha elasticidad se define como el porcentaje en el cual cambia el nivel de precios entre el momento inicial (t = 0) y un periodo de tiempo (t ≠ 0), al variar el tipo de cambio nominal en el periodo inicial, asumiendo que el resto de los factores que intervienen en el proceso de la transmisión del choque de tipo de cambio nominal a la cadena de precios permanezcan constantes.

Formalmente:

$$\xi_t = \frac{\sum_{t=1}^{j} \Delta P_t}{\Delta e_{t=0}} \qquad (1)$$

ξ_t : representa la elasticidad del *PT* del tipo de cambio en el momento t.

ΔP_t: representa la variación acumulada de los precios ocasionada por un choque del tipo de cambio.

$\Delta e_{t=0}$: representa el choque que se ha producido en el tipo de cambio nominal en el momento t=0.

Definido de esta manera el coeficiente de elasticidad del *PT* puede oscilar entre 0 y 1. Cuando el coeficiente es cercano a cero representa una inelasticidad de los precios de la economía ante una variación del tipo de cambio nominal, es decir que, ante un choque en el tipo de cambio nominal, los precios no varían o varían menos que proporcionalmente. En cambio, cuando el coeficiente de *PT* es cercano a uno, un choque en el tipo de cambio nominal se traspasa completamente o en gran medida hacia los precios.

Un aspecto importante relacionado con el coeficiente del *PT* es el referido al período de tiempo que toma el hacerse efectivo el traspaso del choque del tipo de cambio en los precios, es decir, el tiempo en el cual el coeficiente de *PT* alcanza su valor de largo plazo[2].

Tanto el nivel como la velocidad del *PT* son factores importantes en la determinación de la política económica, tanto monetaria como cambiaria. Se espera que con un coeficiente de *PT* cercano a 0, exista una mayor libertad para poder llevar a cabo la política monetaria, ya que esta estaría poco condicionada, por la política cambiaria, debido a que variaciones en el tipo de cambio, no afectan en mayor

[2] Ver Miller (2003).

medida a los precios. En cambio si es cercano a 1, y si los efectos que pueden tener las variaciones en el *TCN* sobre los precios perduran durante un largo tiempo, la política monetaria quedaría condicionada y subordinada a la política cambiaria. Es decir se tendría una menor autonomía para gestionar la política monetaria[3].

1.2 Canales de Transmisión de los Choques del Tipo De Cambio.

Los choques en el tipo de cambio se transmiten por dos canales principales entre los que se encuentran la estructura de precios y costos, y los desplazamientos en la oferta y la demanda en los mercados que conforman la economía interna.

Miller (2003) propone clasificar estos efectos en directos e indirectos:

El canal directo, se construye a través de los efectos de la variación del tipo de cambio sobre los precios de los bienes importados, los que luego se trasladan hacia los precios de los productores afectando la estructura de costos de estos, y afectando finalmente a los consumidores finales. Un mecanismo adicional, en economías fuertemente dolarizadas, corresponde a la transmisión del ajuste en el tipo de cambio hacia aquellos precios de bienes y servicios que suelen ser denominados en moneda extranjera.

El canal indirecto, está referido a los mecanismos que inciden sobre la demanda y oferta agregada. Un primer mecanismo esta referido a los efectos de un choque del tipo de cambio sobre los precios relativos entre los bienes domésticos y externos. Así, por ejemplo, una depreciación cambiaría encarecerá los bienes

[3] Ver Winkelried (2003)

importados con respecto a los bienes domésticos, modificando los patrones de gasto de los consumidores y fomentando la mayor producción de bienes nacionales, desplazando la demanda agregada.

Un segundo mecanismo indirecto, se presenta a través de los efectos sobre los precios de los activos y pasivos de los agentes, ocasionando cambios en los balances. Por ejemplo, si una parte importante de la deuda de las empresas y las familias está denominada en dólares, una depreciación del tipo de cambio incrementará sus pasivos en moneda local, reduciendo su riqueza, y con ello la capacidad de gasto lo que ocasionará efectos contractivos sobre la demanda agregada.

Un tercer mecanismo indirecto se desarrollada a través del impacto sobre las expectativas y la credibilidad de los agentes debido a la variación en el tipo de cambio nominal. Variaciones en el tipo de cambio generalmente se traducen en la modificación de los planes de inversión, gasto y ahorro en moneda local, afectando como consecuencia la demanda agregada y oferta agregada.

1.3 Determinantes del *"pass-through"* del Tipo De Cambio.

Las variaciones en el tipo de cambio nominal, como se dijo anteriormente, afectan a los precios directa o indirectamente. Adicionalmente, existen otros elementos que pueden incidir en la forma de la transmisión y en la cuantía del coeficiente del *PT*. Siguiendo a Miller (2003), estos determinantes pueden dividirse en microeconómicos y macroeconómicos:

a) Determinantes que inciden más microeconómicamente:

➢ Costos de menú: son aquellos costos que enfrentan los agentes por actualizar los precios. La presencia de costos de menú evita que los precios en moneda nacional se ajusten por completo de forma inmediata cuando se producen movimientos en el tipo de cambio. En este sentido, Ball, Mankiw y Romer (1988) señalan que los empresarios solo cambiarán los precios si el beneficio de hacerlo supera a los costos de menú.

➢ Sustitución de productos importados y nacionales: al ocurrir una depreciación del tipo de cambio nominal los precios de los bienes importados se encarecen con respecto a los bienes nacionales. En la medida en que exista un elevado grado de sustitución entre estos productos, la demanda de los bienes importados se reducirá y la de bienes nacionales aumentará. A mayor sustituibilidad, las firmas importadoras absorberán parte del choque con tal de no perder competitividad prefiriendo así sacrificar sus márgenes de ganancia. Por ello, el *PT* será menor mientras mayor sea el grado de sustitución entre los bienes importados y nacionales.

➢ Grado de apertura de la economía: A mayor participación de las importaciones en la economía (mayor grado de apertura), la variación del tipo de cambio tendrá mayor impacto sobre precios en los diferentes sectores y mercados que integran la economía interna (McCarthy 1999).

➢ Composición de la canasta de precios del consumidor: mientras mayor sea la participación de los bienes importados en dicha canasta, mayor será el traspaso de la devaluación sobre los precios.

Determinantes que inciden más macroeconómicamente:

➢ Magnitud y volatilidad en la variación de tipo de cambio nominal: las variaciones del tipo de cambio nominal afectan al nivel de precios dependiendo de la magnitud y frecuencia de dichas variaciones. Cuando el tipo de cambio nominal es muy volátil, los importadores tienden a ser más cautelosos para cambiar los precios, porque estos les pueden generar mayores "costos de menú".Sin embargo, si la magnitud es tal que afecta fuertemente los beneficios de las firmas, los agentes tendrán incentivos para modificar los precios.

➢ Tasa de inflación preexistente: dependiendo el grado de inercia en la inflación, el coeficiente de *PT* puede verse afectado. A medida que la persistencia inflacionaria tienda a ser mayor, los agentes esperan una variación mayor en el tipo de cambio nominal, tendiendo a sobre ajustar los precios, debido a que no perciben dicha variación como transitoria sino como algo permanente. Por ello, en un escenario de frecuentes devaluaciones y de alta inflación, se pueden generar procesos inflacionarios recurrentes que tienden a elevar el coeficiente de *PT* (McCarthy 1999).

➢ Incidencia de los choques del tipo de cambio sobre los ingresos del sector público: los choques de tipo de cambio inciden también, sobre los precios, a través de la variación de los ingresos y gastos del Estado, generando por esta vía un

efecto directo sobre la demanda agregada interna. El efecto del aumento del gasto público, junto con el estímulo a la producción interna, inducen un aumento en la demanda, y por tanto, si la oferta agregada no se ajusta para contrarrestar este efecto, la depreciación va a causar aumento en los precios de la economía[4].

- Grado de desequilibrio acumulado en el tipo de cambio real: dado que el tipo de cambio real no es un número inmutable, un cambio en las variables internas (equilibrio de largo plazo de los bienes no transables) y externas (valor presente del balance de la cuenta corriente) afectan su valor de equilibrio. Los desequilibrios en el valor del tipo de cambio real exigen ajustes correctivos en el tipo de cambio nominal. Según Murillo, Morera y Ramos (2001) un alto nivel de desempleo podría indicar una importante apreciación real, la corrección implica un ajuste al alza de la paridad nominal que reduzca el exceso de demanda en el sector transable de la economía. La depreciación del tipo de cambio nominal se distribuye entre el tipo de cambio real y el nivel de precios. Mientras mayor sea el desequilibrio acumulado en el tipo de cambio real, mayores serán los desajustes y mayor también el ajuste requerido en el tipo de cambio nominal, en el nivel de precios y en la estructura de los precios relativos (Goldfajn y Werlang 2000).

- Ciclo económico interno: los ciclos económicos son variaciones de la producción en torno a su tendencia. Si la economía se encuentra en un proceso recesivo será menos probable que la variación del tipo de cambio pueda trasladarse

[4] Ver García (2002).

hacia los precios, ya que para las firmas es más fácil ajustar sus márgenes de beneficios que modificar los precios. Lo contrario puede suceder en una expansión, ya que existe mayor facilidad para poder traspasar los costos de una depreciación a los precios. Por lo tanto, en épocas de recesión el *PT* tiende a ser menor, que en las fases expansivas (Goldfajn y Werlang 2000)

1.4 Hechos estilizados para Venezuela

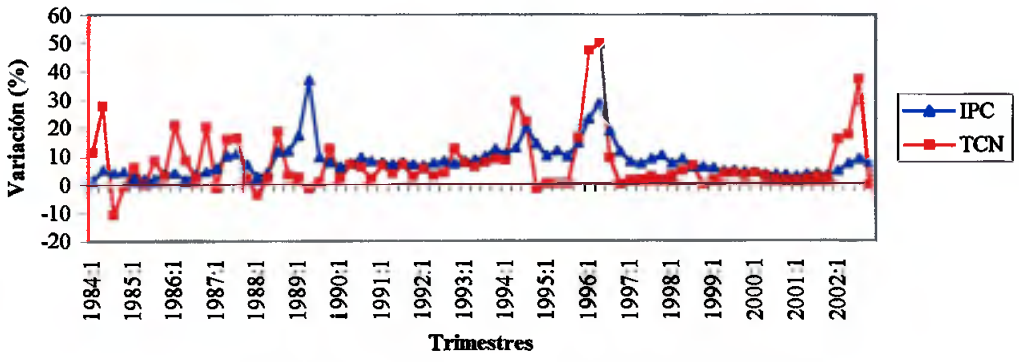
Venezuela es un país con una historia de procesos inflacionarios relativamente recientes, durante la década de los setenta se caracterizó por tener una de las inflaciones más bajas del mundo, esto debido a los controles masivos de precios y salarios, y una política de subsidios directos e indirectos, que mantuvieron acotada la inflación a pesar de las presiones de demanda (Álvarez, Dorta y Bello, 2002).

De 1978 en adelante Venezuela dejó de mostrar inflaciones moderadas para empezar a mostrar inflaciones altas. Pero fue a partir de 1983, con el desmonte del tipo de cambio fijo, cuando se aprecio el mayor deterioro en términos de inflación

En el Gráfico N° 1 se muestra la variación trimestral del Índice de Precios a nivel del Consumidor (*IPC*) y del tipo de cambio nominal (*TCN*), durante el período bajo análisis: 1984:1-2002:4. El período está caracterizado por altas tasas de inflación y por una elevada volatilidad de la misma. Durante éste período, no se observa una importante relación entre las variaciones del tipo de cambio nominal y la inflación doméstica. En el año 1989 se presenta uno de los valores más altos de la inflación registrados en la historia reciente de Venezuela; hecho que estuvo relacionado con la

adopción de un nuevo régimen de políticas macroeconómicas que incluían un nuevo sistema cambiario, y una importante devaluación, así como la liberalización de los precios internos.

Gráfico Nº 1:
Evolución del Tipo de Cambio Nominal y la Inflación a Nivel de los Consumidores



A partir de la década de los noventa, la relación entre la variación del tipo de cambio nominal y la inflación se hace aparentemente mayor. En 1996 de nuevo se registra uno de los picos más altos de la historia inflacionaria, consecuencia de la inestabilidad macroeconómica originada por la crisis bancaria ocurrida en el año 1994. Estas causas trajo como consecuencia la adopción de un nuevo esquema cambiario (control de cambios) y una nueva devaluación.

A finales de los noventa se evidencia una desaceleración en la tasa de inflación y una mayor estabilidad cambiaria.

Situación que se revierte desde principios del 2001, cuando nuevamente se produce un choque en el tipo de cambio nominal que incide sobre la evolución de los precios al consumidor. Al efecto del tipo de cambio hay que añadir los impactos sobre los precios ocasionados por los impuestos indirectos, especialmente en ele IVA (Banco Mercantil, informe anual 2002).

Capítulo 2: Aspectos metodológicos

La transmisión de las variaciones del tipo de cambio nominal hacia la inflación depende de muchos factores. Además la transmisión no ocurre de manera directa, sino que existen muchos mecanismos a través de los cuales la devaluación se puede traducir en inflación; un modelo que pretenda explicar el *PT* debe entonces controlar por estos diferentes canales de transmisión.

Para determinar el *PT* de las fluctuaciones del tipo de cambio hacia la inflación, en este trabajo se usó un modelo basado en McCarhty (1999). A continuación se explica el modelo en forma general, para luego en el capítulo 3, detallar su aplicación para el caso venezolano.

2.1 Modelo General

En este modelo el *PT* es evaluado en el contexto de un sistema de vectores autorregresivos (VAR), en el cual se incluyen el tipo de cambio nominal, la variación de los precios a nivel de los importadores, los productores y los consumidores, así como también otros choques de oferta distintos al tipo de cambio y los choques de demanda.

El modelo está basado en la idea de que la formación de precios ocurre a través de una cadena de distribución, la cual comprende tres etapas en el siguiente orden:

- ✓ Importación
- ✓ Producción
- ✓ Consumo

Donde las inflación en el momento (t) en cada uno de los niveles de agregación, se ve afectada por ella misma, por la expectativa de la variable al final del período (t-1) y por la inflación que se presente en la etapa previa de la cadena de distribución.

Además, de éstas variables el modelo incluye tres variables que captan los choques de oferta distintos al tipo de cambio, los choques de demanda y las variaciones en el tipo de cambio nominal.

Todas estas variables se incluyen en un marco integrado de seis ecuaciones, que permiten modelar la dinámica de los efectos de las variaciones del tipo de cambio sobre los precios en las distintas etapas de la cadena de distribución.

El modelo descrito presenta la siguiente forma:

$$so_t = E_{t-1}(so_t) + \varepsilon_t^{so} \tag{2}$$

$$y_t = E_{t-1}(y_t) + a_1\varepsilon_t^{so} + \varepsilon_t^{y} \tag{3}$$

$$tc_t = E_{t-1}(y_t) + b_1\varepsilon_t^{so} + b_2\varepsilon_t^{y} + \varepsilon_t^{tc} \tag{4}$$

$$\pi_t^m = E_{t-1}(\pi_t^m) + \alpha_1\varepsilon_t^{so} + \alpha_2\varepsilon_t^{y} + \alpha_3\varepsilon_t^{tc} + \varepsilon_t^{m} \tag{5}$$

$$\pi_t^w = E_{t-1}(\pi_t^w) + \beta_1\varepsilon_t^{so} + \beta_2\varepsilon_t^{y} + \beta_3\varepsilon_t^{tc} + \beta_4\varepsilon_t^{m} + \varepsilon_t^{w} \tag{6}$$

$$\pi_t^c = E_{t-1}(\pi_t^c) + \gamma_1\varepsilon_t^{so} + \gamma_2\varepsilon_t^{y} + \gamma_3\varepsilon_t^{tc} + \gamma_4\varepsilon_t^{m} + \gamma_5\varepsilon_t^{w} + \varepsilon_t^{c} \tag{7}$$

Donde:

so_t : función que capta los factores de oferta distintos al tipo de cambio.

y_t: función que capta los factores de demanda.

tc_t: función que capta las fluctuaciones del tipo de cambio nominal.

π_t^m: corresponde a la inflación de precios a nivel de los importadores.

π_t^w: corresponde a la inflación de precios a nivel de los productores.

π_t^c: corresponde a la inflación de precios a nivel de los consumidores.

$\varepsilon_t^{so}, \varepsilon_t^y, \varepsilon_t^{tc}$: corresponden a los choques de oferta, los choques de demanda y las fluctuaciones del tipo de cambio en el momento t, respectivamente.

$\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^w, \varepsilon_t^c$: corresponden a los choques de inflación a nivel de los importadores, los productores y los consumidores en el momento t.

$E_{t-1}(\bullet)$: corresponde al valor esperado de la variable el cual está basado en la información disponible al final del período t-1.

En las ecuaciones (2)-(4), se representa la dinámica de los choques de oferta, los choques de demanda y las fluctuaciones en el tipo de cambio, respectivamente, donde:

✓ Los choques de oferta ε_t^{so} serán identificados a partir de la información disponible de la variable al final del período t-1.

✓ Los choques de demanda ε_t^y serán identificados mediante la información disponible de la variable al final del período t-1 y el efecto que tienen los choques de oferta sobre la demanda. ε_t^{so}

✓ Los choques del tipo de cambio ε_t^{tc} serán determinados por la información disponible de la variable al final del período t-1, los choques de oferta ε_t^{so} y los efectos que presentan los choques de demanda ε_t^{y}.

En las ecuaciones (5)-(7), se modela la inflación en cada una de las etapas de la cadena de distribución.

✓ El primer componente corresponde a la inflación esperada a nivel de los importadores, la inflación a nivel de los productores y la inflación a nivel de los consumidores, basada en la información disponible de cada una de éstas variables al final del período t-1.

✓ El segundo componente es el efecto en el período t de los choques de oferta.

✓ El tercer componente es el efecto en el período t de los choques de demanda.

✓ El cuarto componente es el efecto en el período t de las variaciones en el tipo de cambio.

✓ Finalmente está, la porción de la inflación en cada una de las etapas de la cadena de distribución que no puede ser explicada por ninguna de las variables contenidas en el sistema.[5]

Como se desprende del modelo se asume que la inflación a nivel de los importadores tiene un efecto contemporáneo sobre la inflación a nivel de los productores y también sobre la inflación a nivel de los consumidores, mientras que la

[5] Estos choques pueden pensarse como cambios en la fijación de precios o cambios en los márgenes de ganancias de las firmas en cada una de las etapas de la cadena de distribución.

inflación a nivel de los productores tiene efecto contemporáneo sólo sobre la inflación a nivel de los consumidores.

Es de notar que en el modelo no existe un efecto retroactivo contemporáneo de la inflación a nivel de los consumidores sobre la inflación a nivel de los importadores ni sobre el índice de precios a nivel de los productores.

De acuerdo a esto el modelo puede estimarse como un *VAR* por medio de la Descomposición de Cholesky, el cual permite la ortogonalización de la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos.

2.2 Composición de la Canasta de Precios

Para una mejor comprensión de la relación entre los precios y el tipo de cambio nominal es importante evaluar la composición de la canasta de precios.

En Venezuela se calculan varias canastas de precios de cobertura nacional, entre ellos tenemos al Índice de Precios al Por Mayor (*IPM*) que se sub-divide en el Índice de Precios al Mayor de los Productos Importados *(IPMI)* y el de los Productos Nacionales (*IPMN*). Además se reporta el Índice de Precios al Productor (*IPP*), que se divide en tres renglones, Manufactura, Construcción y Productos Agropecuarios. Por último, se publica el Índice de Precios al Consumidor (*IPC*).

Para el análisis de la transmisión del choque de tipo de cambio nominal hacia la cadena de precios se tomaron en cuenta en este estudio:

El Índice de Precios al Mayor de los Insumos Importados (*IPMI*), el cual mide la evolución de los precios de los productos de origen importado ofrecidos en el

mercado interno. Los precios observados incluyen el IVA, otros impuestos internos, y otros gravámenes La canasta esta conformada por 347 líneas de productos, para los cuales se investigan 3.175 productos específicos. Los artículos que se utilizan para el cálculo de este índice son productos de origen agropecuario y manufacturero.

El Índice de Precios del Productor de la Industria Manufacturera es un indicador estadístico que mide la variación de los precios a nivel del productor en la manufactura y se define como el precio de los bienes y servicios que las empresas venden a otras empresas en los mercados de mayoristas.[6].

Por su parte, el Índice de Precios al Consumidor (*IPC*) mide la evolución de los precios de una canasta de bienes y servicios representativa del consumo familiar para el Área Metropolitana (tanto productos de origen importado como nacional) durante un período determinado. Este Índice es resultado de la Encuesta de Presupuestos Familiares, la cual permite conocer la forma en que las familias distribuyen el gasto.

[6]Aunque existen el Índice de precios para la Producción de la Industria de la Construcción y de la Agricultura, por la estructura de la cadena de distribución usada en este documento, se escogió el Índice de Precios al Productor para la Industria Manufacturera como el más idóneo, ya que los artículos que lo componen representan una proporción importante en el comercio interno.

Capítulo 3: Estimación del modelo

3.1 Antecedentes

Son ya numerosos los trabajos dedicados al estudio del *PT* y en ellos se han ensayado una amplia variedad de metodologías. Entre estos trabajos uno de los mas recientemente citados es el de McCarthy (1999), quien a través de un modelo de vectores autorregresivos y utilizando datos trimestrales, incorpora una cadena de distribución de precios, para examinar el *PT* en el caso de 15 países industrializados, entre 1976 y 1998. Entre los hallazgos de este trabajo hay que destacar la reducida incidencia que el efecto de las fluctuaciones del tipo de cambio y los precios de los importadores tienen sobre la inflación domestica en estos países. Así mismo encontró que los factores externos como la competitividad, la volatilidad del tipo de cambio, la volatilidad del *PIB* y las importaciones como porcentaje de la demanda doméstica, tienen un efecto desinflacionario en todos los países estudiados, como consecuencia de la tendencia que han experimentado los tipos de cambio y los precios en los mercados internacionales.

Otro estudio que se desea destacar es Goldfajn y Werlang (2000) donde, a través de un panel-data, se estudia el *PT* para una muestra de 71 países de diversos grados de desarrollo en el período 1980-1998, usando datos mensuales. En este trabajo los coeficientes estimados del *PT,* en promedio, alcanzan su máximo al final de los 12 meses. Además, encuentran que el *PT* es substancialmente menor en los países desarrollados. Adicionalmente reportan que el coeficiente de *PT* en África, Europa y Oceanía es menor que el estimado para América Latina y Asia.

Entre los trabajos realizados para América Latina hay que mencionar León, Morera y Ramos (2001), donde con un modelo de mínimos cuadrados ordinarios *(MCO)* se estima un coeficiente del *PT* para Costa Rica, durante el período comprendido entre enero 1991 y junio del 2001. Entre los resultados más importantes se encontró que el efecto del *PT* se produce en promedio, con dos meses de rezago y que su magnitud en el corto plazo es cercana al 16% y en el largo plazo de 55%.

Otro trabajo importante es el realizado por Miller (2003), quien usando la metodología empleada por McCarthy (1999) estima el coeficiente de *PT* para la economía peruana, usando datos mensuales para el período 1995-2002. De este trabajo se desprende que a pesar de que los precios importados responden de manera significativa al cambio en el tipo de cambio, los precios al consumidor muestran una variación mucho menor, indicando que el impacto del tipo de cambio nominal es absorbido en mayor cuantía por los productores.

En el caso venezolano no se conocen trabajos específicos dedicados al cálculo del *PT* del tipo de cambio, aunque se han hecho cálculos como el realizado por Pineda, Reyes y Schleisser (1999). En este estudio, dedicado al análisis del régimen cambiario en Venezuela en el periodo comprendido entre febrero de 1994 y diciembre de 1996, cuando prevalecieron importantes devaluaciones y altas inflaciones, se determina que el coeficiente de *PT* osciló en un amplio rango entre 0.7 y 1.5.

3.2 Descripción del modelo a ser estimado

El modelo que aquí se estima sigue de cerca de McCarthy (1999). Como ya se comentó, aquí el proceso de *PT* se simula descomponiendo la formación de los precios en varias etapas, referidos a la comercialización y distribución (importación, mayorista y consumidores) e identificando los choques cambiarios diferenciándolos de otros choques de oferta y los choques de demanda.

Con la finalidad de adaptar el modelo al caso venezolano, éste ha sido reformulado de la siguiente manera (Modelo N ° 1):

$$\Delta RT_t = E_{t-1}(\Delta R_t) + \varepsilon_t^{\Delta RT} \tag{8}$$

$$BPFK_t = E_{t-1}(BPFK_t) + \rho_1 \varepsilon_t^{\Delta RT} + \varepsilon_t^{BPFK} \tag{9}$$

$$\Delta e_t = E_{t-1}(\Delta e_t) + b_1 \varepsilon_t^{\Delta RT} + b_2 \varepsilon_t^{BPFK} + \varepsilon_t^{\Delta E} \tag{10}$$

$$IPMI_t = E_{t-1}(IPMI_t) + \alpha_1 \varepsilon_t^{\Delta RT} + \alpha_2 \varepsilon_t^{BPFK} + \alpha_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \varepsilon_t^{IPMI} \tag{11}$$

$$IPP_t = E_{t-1}(IPP_t) + \beta_1 \varepsilon_t^{\Delta RT} + \beta_2 \varepsilon_t^{BPFK} + \beta_3 \varepsilon_t^{\Delta e} + \beta_4 \varepsilon_t^{IPMI} + \varepsilon_t^{IPP} \tag{12}$$

$$IPC_t = E_{t-1}(IPC_t) + \gamma_1 \varepsilon_t^{\Delta RT} + \gamma_2 \varepsilon_t^{BPFK} + \gamma_3 \varepsilon_t^{\Delta E} + \gamma_4 \varepsilon_t^{IPMI} + \gamma_5 \varepsilon_t^{IPP} + \varepsilon_t^{IPC} \tag{13}$$

En este modelo los choques de oferta son identificados a partir de la variación de Reservas Internacionales (ΔRT), en las que se incluyen las Reservas Internacionales del Banco Central y las Reservas del Fondo de Inversión y Estabilización Macroeconómica (*FIEM*).

Los choques de demanda son aproximados mediante una ecuación entre el producto potencial y el efectivo estimado, mediante el uso del valor rezagado de la

variable calculada por medio de la aplicación de un Filtro de Kalman[7], (*BPFK*) y luego de haber descontado los efectos contemporáneos de choques de oferta $\varepsilon_t^{\Delta RT}$, siendo éstos últimos derivados a partir de los residuos de la ecuación (8).

Los choques cambiarios son derivados a partir de la dinámica de las fluctuaciones del tipo de cambio nominal (Δe), después de tomar en cuenta los efectos contemporáneos de los choques de oferta $\varepsilon_t^{\Delta RT}$ y demanda ε_t^{BPFK}.

Debido a las limitaciones de información relacionadas con los precios de los insumos importados y los precios a nivel del productor[8], se usaron las siguientes aproximaciones para calcular la variación relativa en cada etapa de la cadena de distribución:

- El cambio en los precios a nivel de las importaciones son aproximados con la variación porcentual del Índice de Precios al Mayor de los Insumos Importados (*IPMI*)
- El cambio en los precios a nivel de los productores, se calcula a partir de la variación del Índice de Precios a nivel de Productor de la Industria Manufacturera Privada (*IPP*).
- El cambio en los precios a nivel de los consumidores es estimado mediante el Índice de Precios al Consumidor para el área Metropolitana (*IPC*).

[7] Ver Anexo N° 1.
[8] Entre las limitaciones encontradas se tiene que en Venezuela no existe el Indice de Precios a nivel de las Importaciones ni el Índice de Precios a nivel del Productor que incluya todos los sectores de la economía (Ver Capítulo Nª 2).

3.3 Otras Variantes Examinadas

Además de la estimación del modelo descrito, se formularon y evaluaron tres (3) variantes más, con el objeto de incorporar otras posibles definiciones y aproximaciones estadísticas. Estas variantes se explican a continuación:

- Modelo N° 2: En este modelo los choques de oferta, los choques cambiarios y las inflaciones en cada etapa de la cadena de distribución son las mismas que en el Modelo N° 1, la única modificación que se incorpora es la sustitución de la Brecha Producto calculada por medio del Filtro de Kalman (BPFK) por la Brecha Producto calculada a través del Filtro Hodrick-Prescott (BPHP).

- Modelo N° 3: En este caso la variable que se utiliza para aproximar los choques de oferta, es la Volatilidad del Tipo de Cambio nominal (VTC) y como choques de demanda (BPFK).

- Modelo N° 4: En este caso se combina el Modelo N° 2 y N° 3, utilizando la variable (VTC) y (BPHP) como aproximaciones para identificar los choques de oferta y de demanda

3.4 Procedimiento de Estimación

El modelo (8)-(13) es estimado como un modelo de vectores autoregresivos (VAR), compuesto por seis (6) variables. Usando datos trimestrales para el período 1984:1-2002:4. La fuente de datos primarios corresponde a la información estadística publicada por el Banco Central de Venezuela (*BCV*).

Como es lo usual, antes de estimar el modelo VAR hay que determinar el número óptimo de rezagos y probar la estacionariedad y causalidad en todas las variables involucradas en los modelos.

Para calcular el número óptimo de rezagos, se usó el método de Máxima Verosimilitud. Como consecuencia cada modelo fue estimado con 2 rezagos (ver Anexo N° 2)

Para determinar la estacionariedad de las variables se realizaron dos tests para cada una de las series: el Augmented Dickey-Fuller y el Phillips-Perron. De acuerdo a estos tests todas las series resultaron ser estacionarias en niveles I(0) al 5% y al 10 % de significación estadística.[9] (ver Anexo N° 3)

El orden de causalidad de las variables fue determinado utilizando el test de Engle-Granger. Se encontró causalidad estadística desde el *IPMI* hacia el *IPP* y luego hacia el *IPC* al 1% de significación. Igualmente se verificó causalidad desde Δe hacia el *IPMI, IPP* y el *IPC* siendo la más significativa la que va desde Δe hacia el *IPP* al 5% de significación. El orden de causalidad entre las variables de los diferentes modelos sería el siguiente (ver Anexo N° 4):

Modelo N° 1: $\Delta Rt \rightarrow BPFK \rightarrow \Delta et \rightarrow IPMI \rightarrow IPP \rightarrow IPC$

Modelo N° 2: $\Delta Rt \rightarrow BPHP \rightarrow \Delta et \rightarrow IPMI \rightarrow IPP \rightarrow IPC$

Modelo N° 3: $VTC \rightarrow BPHP \rightarrow \Delta et \rightarrow IPMI \rightarrow IPP \rightarrow IPC$

---

[9] Es fundamental que las series involucradas en el sistema sean estacionarias. Si las series no fueran estacionarias el VAR tendría que ser estimado en sus primeras diferencias y además las variables deben cointegrar. Esto equivale a probar que existe una relación de largo plazo entre las variables; sino fuera así lo correcto sería estimar un modelo de corrección de errores.

Modelo N° 4: $VTC \rightarrow BPHP \rightarrow \Delta et \rightarrow IPMI \rightarrow IPP \rightarrow IPC$

Una vez determinado el número óptimo de rezagos del modelo y el orden de causalidad se estimó el VAR y se derivaron las funciones impulso-respuesta acumuladas, así como la descomposición de varianza que permiten determinar y evaluar el *PT*.

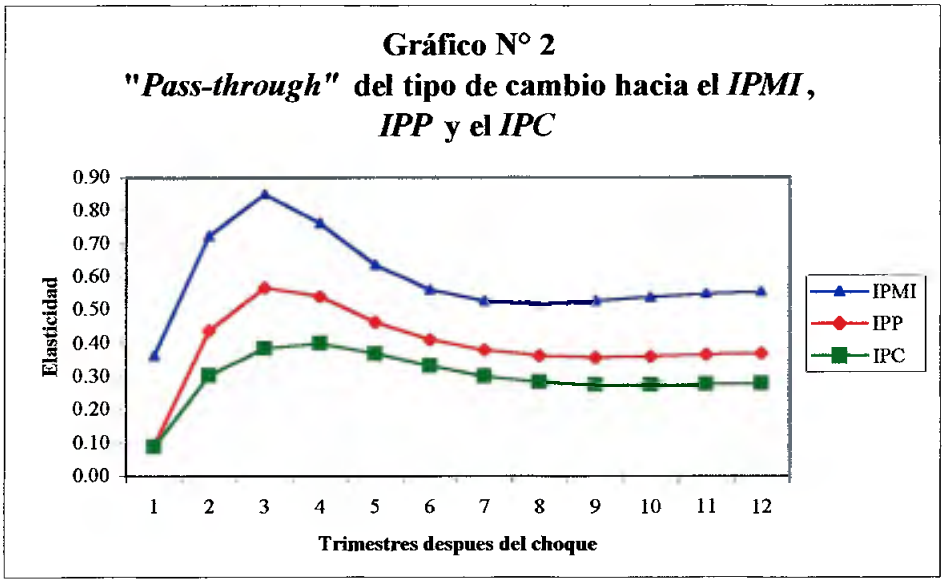
3.5 Resultados Obtenidos

Para estimar la elasticidad del *PT* del tipo de cambio hacia el *IPMI*, el *IPP* y el *IPC* se calculó la función impulso respuesta acumulada para un período de 12 trimestres. Siguiendo a Bhundia (2002), a partir de la función impulso respuesta acumulada se puede construir la elasticidad del *PT* la cual puede definirse como la variación porcentual que experimenta el *IPMI*, el *IPP* y el *IPC* asociada a un choque en el tipo de cambio nominal.

El choque que aquí se simula en el tipo de cambio nominal corresponde al valor de una desviación estándar de los residuos correspondientes a la ecuación que representa el tipo de cambio.

3.5.1 Determinación del *PT*.

A partir del modelo *VAR* y las funciones impulso respuesta acumulada se puede observar la evolución de la elasticidad del *PT* sobre el *IPMI*, el *IPP* y el *IPC*.



Como puede observarse, la elasticidad del *PT* sobre el *IPMI* es mayor que con respecto al IPP y al IPC (ver Cuadro N° 1). Esta alcanza un valor de 0.36 en el primer trimestre, siendo su punto máximo en el tercer trimestre con un valor de 0.85. Se puede considerar que la elasticidad de largo plazo se completa a partir del décimo trimestre y se estabiliza en un valor de 0.55.

Con respecto al *PT* sobre el *IPP,* para el primer trimestre éste alcanza un valor de 0.09, considerablemente más bajo si se le compara con el *PT* sobre el *IPMI.* Alcanza un valor máximo de 0.57 al finalizar el tercer trimestre, siendo la elasticidad de largo plazo de 0.37.

Con respecto al *PT* sobre el *IPC,* éste registra en el primer trimestre, un valor aún menor de 0.08. El valor máximo se consigue en el cuarto trimestre (0.4) y la elasticidad de largo plazo se estimó en 0.28 (ver Anexo N°5).

Cuadro N° 1
Elasticidad del *PT* hacia el *IPMI*, el *IPP* y el *IPC*

Trimestres	IPMI	IPP	IPC
1	0,36	0,09	0,08
2	0,72	0,44	0,30
3	0,85	0,57	0,38
4	0,75	0,54	0,40
5	0,63	0,46	0,37
6	0,56	0,41	0,33
7	0,53	0,38	0,30
8	0,52	0,36	0,28
9	0,52	0,36	0,27
10	0,55	0,37	0,28
11	0,55	0,37	0,28
12	0,55	0,37	0,28

3.5.2 Análisis de la Descomposición de Varianza

A través de la descomposición de varianza se puede conocer que tan importantes son los choques del tipo de cambio para explicar las variaciones efectivamente acontecidas en los precios.

En el Cuadro N° 2 se aprecia, el porcentaje de la varianza trimestral que es atribuido a choques del tipo de cambio.

En todos los casos el máximo valor explicado por el tipo de cambio de la varianza de los precios se alcanza en el segundo trimestre, siendo bastante más alto, como es razonable, el valor en el caso de los productos importados. Los valores tienden rápidamente a estabilizarse después del quinto trimestre 17.3% en el caso del *IPMI*, 13 % para el *IPP* y 11.4% en el *IPC*.

Cuadro N° 2
Porcentaje de varianza atribuida a choques en el tipo de cambio

Trimestre	IPMI	IPP	IPC
1	13.89	2.00	6.73
2	21.34	15.23	16.48
3	17.08	14.57	14.68
4	16.69	12.78	12.04
5	17.24	12.97	11.54
6	17.43	13.01	11.43
7	17.44	13.02	11.44
8	17.39	13.04	11.45
9	17.38	13.03	11.44
10	17.38	13.02	11.43
11	17.39	13.02	11.42
12	17.39	13.02	11.41

3.5.3 Resultados con Otras Especificaciones.

En el cuadro N° 3 se presentan los resultados para los distintos modelos estimados.

Cuadro N° 3
***PT* del tipo de cambio hacia el *IPMI*, el *IPP* y el *IPC* para las distintas especificaciones**

	Modelo N° 1			Modelo N° 2			Modelo N° 3			Modelo N°4		
Trimestres	IPMI	IPP	IPC	IPMI	IPP	IPC	IPMI	IPP	IPC	IPMI	IPP	IPC
1	0.36	0.09	0.09	0.39	0.10	0.09	0.38	0.09	0.12	0.42	0.10	0.12
2	0.72	0.44	0.30	0.79	0.47	0.33	0.82	0.52	0.38	0.85	0.55	0.40
3	0.85	0.57	0.38	0.90	0.61	0.41	0.99	0.74	0.53	1.02	0.77	0.54
4	0.75	0.54	0.40	0.73	0.56	0.43	0.91	0.75	0.60	0.95	0.78	0.62
5	0.63	0.46	0.37	0.57	0.45	0.37	0.84	0.72	0.61	0.93	0.78	0.64
6	0.56	0.41	0.33	0.53	0.39	0.32	0.83	0.74	0.63	0.96	0.83	0.69
7	0.53	0.38	0.30	0.52	0.38	0.30	0.83	0.76	0.65	1.00	0.89	0.73
8	0.52	0.36	0.28	0.52	0.37	0.29	0.84	0.78	0.67	1.01	0.92	0.77
9	0.52	0.36	0.27	0.53	0.37	0.29	0.84	0.80	0.69	1.02	0.95	0.80
10	0.55	0.36	0.27	0.54	0.37	0.29	0.83	0.82	0.70	1.03	0.97	0.82
11	0.55	0.37	0.28	0.55	0.38	0.29	0.83	0.82	0.71	1.03	0.98	0.83
12	0.55	0.37	0.28	0.55	0.38	0.29	0.83	0.82	0.71	1.04	0.99	0.85

En los Modelos N° 1 y N° 2, donde la variables que representa los choques de oferta corresponde a ΔRT y las variables que representan los choques de demanda corresponde a la Brecha Producto estimada por el Filtro de Kalman (*BPFK*) (Modelo N° 1) y el Filtro Hodrick-Presccott (*BPHP*)(Modelo N° 2), se tiene que el *PT* hacia los distintos precios en la cadena de distribución son similares.

Los Modelos N° 3 y N° 4, donde la variable que representa los choques de oferta corresponde a la *VTC*, son similares entre si, sin embargo al compararlos con los Modelos N° 1y N° 2 los coeficientes del *PT* tienden a ser sustancialmente mayores en 3 y 4 con respecto a 1 y 2, siendo bastante mas inestables e incluso no convergentes.

Cabe resaltar que en los modelos 3 y 4 la elasticidad del *PT* hacia el *IPMI* es mayor que 1, y con respecto al *PT* hacia el *IPC*, este termina siendo mas de la mitad del *PT* encontrado para 1 y 2.

En vista de estos resultados se decidió descartar la variable *VTC* como "*proxy*" para los choques de oferta. Así mismo, en vista de los mejores resultados que se obtuvieron en el Modelo N° 1 se prefirió la variable *BPFK* a *BPHP*.

Es de notar que los resultados encontrados en este trabajo difieren poco de los reportados por Pineda, Reyes y Schleisser (1999), a pesar de que estos evaluaron períodos distintos.

Pineda, Reyes y Schleisser (1999) siguieron la metodología de Haussman, Panizza y Stein (1999) y encontraron un *PT* de 0.7 y 1.5 para el período comprendido entre febrero de 1994 y diciembre de 1996.

Conclusiones

En este trabajo se estimó la elasticidad del *PT* del tipo de cambio sobre las distintas etapas en la cadena de distribución de precios (importación, mayoristas y consumidores) para la economía venezolana en el período comprendido entre 1984 y 2002, utilizando un modelo fundamentado en el trabajo de McCarthy (1999).

Se utilizó un modelo de vectores autorregresivos (*VAR*), donde a través de la función impulso respuesta acumulada fue posible calcular la elasticidad del *PT*.

Los resultados encontrados señalan que la elasticidad de largo plazo del tipo de cambio hacia los distintos precios en la cadena de distribución se alcanza en un período de tiempo largo (mayor a un año) y más de la mitad del *PT* de largo plazo se alcanza dos trimestres después de haber ocurrido el choque. En el caso específico de los precios a nivel de los importadores, de los productores y de los consumidores, la elasticidad de largo plazo del *PT* se alcanza después del décimo trimestre, siendo las elasticidades de 0.53 y 0.38 y 0.28 respectivamente. Vale la pena mencionar que más de la mitad de este traspaso ocurre al culminar el segundo trimestre.

En el caso de los precios a nivel de los consumidores la elasticidad de largo plazo representa más del 70% de *PT* del tipo de cambio sobre los precios a nivel de los productores, y si se comparan estos resultados con los encontrados por Miller (2003),[10] pueden considerarse altos. Esta diferencia puede deberse a que en el caso venezolano el *IPC* contiene una gran proporción de bienes importados en su

[10] Este encuentra que el *PT* del tipo de cambio hacia los precios al por mayor en la economía peruana, para el período 1995-2002, es el doble que el *PT* hacia los precios a nivel de los consumidores.

estructura en comparación a otros países incluso en vías de desarrollo o a que los costos de menú de los productores son relativamente bajos y por lo tanto traspasan en mayor proporción la carga de la devaluación hacia los precios.

Los resultados encontrados son consistentes con los de Bhundia (2002) y McCarthy (1999) quienes señalan que un choque del tipo de cambio tiene un impacto sucesivamente menor a medida que se avanza en el canal de distribución de la cadena de precios. Así, se obtiene que el traspaso de un choque del tipo de cambio hacia la inflación de los precios al mayor de los insumos importados absorben en mayor cuantía el choque del tipo de cambio, pasando luego hacia la inflación de los precios a nivel del productor hasta llegar a la inflación a nivel del consumidor, en donde el traspaso termina siendo menor.

Como extensiones de este trabajo se plantea evaluar la incidencia en el caso venezolano de los costos de menú sobre el *PT* y el efecto del grado de apertura de la economía sobre la estructura del *IPC*.

Otro aspecto relevante sería estimar el *PT* del *IPMI* directamente sobre el *IPC*. Esto permitiría conocer si las variaciones en el *IPC* están afectados por otros factores externos distintos al tipo de cambio nominal (*TCN*) y que estén relacionados con el *IPMI*[11].

Así mismo, en teoría, se podrían identificar las fuentes de los choques de tipo de cambio a través de un modelo bivariado de vectores autorregresivos estructurales

[11] Entre los factores distintos al tipo de cambio se pueden mencionar: movimientos en los precios internacionales, cambios en los márgenes de ganancia de los importadores, y cambios en los aranceles. Ver McCarthy (1999).

(SVAR), empleando la metodología de Alberola, Ayuso y López-Salido (2000). Este permitiría distinguir entre choques reales y choques nominales que pueden afectar las variaciones del tipo de cambio y por lo tanto los precios.

Referencias Bibliográficas

Alvarado, A. y Bustamante, P. (2004) *La Curva De Phillips Para Venezuela: Un Nuevo Enfoque*. Trabajo de Grado. Universidad Católica Andrés Bello (UCAB), Escuela de Economía.

Álvarez, F., Dorta M. y Bello, O. (2002) *"Determinantes De La Inflación En Venezuela: Un Análisis Macroeconómico para el período 1986-2000"*, Banco Central de Venezuela., Gerencia de Investigaciones Económicas, *Serie* Documentos de Trabajo No 37, marzo.

Banco Central de Venezuela, Información Estadística. Disponible en: http://www.bcv.org.ve

Banco Mercantil (2002). Informe Anual. Disponible en: http://www.bancomercantil.com

Bhundia, A. (2002) *"An Empirical Investigation of Exchange Rate Pass-Through in South Africa"*, IMF Working Paper Series, 02-1656.

Blanchard, O. y Pérez, D. (2000) *Macroeconomía.* Prentice Hall, Buenos Aires. Primera Edición

Banco Central de Venezuela (1992). *Estadísticas sobre el tipo de cambio promedio diario del bolívar frente al dólar 1983-1992.*

García, V. (2002) *Régimen Cambiario y Política Macroeconómica.* Oficina de Asesoría Económica y Financiera (OAEF). Informe Económico.

Goldfajn I. y Werlang, S. (2000). *"The Pass-through From Depreciation to Inflation: A Panel Study".* Working Paper No. 423. Banco Central de Reserva de Brasil, Río de Janeiro.

Gueorguiev, N. (2003) *"Exchange Rate Pass-Through In Romania"*, IMF Working Paper Series, 03-130, junio

Guerra, J. y Pineda, J. (2000). *"Trayectoria de la política cambiaria en Venezuela,"* Banco Central de Venezuela Vicepresidencia de Estudios, No 24, Febrero.

León, J., Morera A. y Ramos, W. (2001) *"El Pass Through del Tipo de Cambio: Un Análisis para la Economía Costarricense de 1991 al 200.* Departamentos de Investigaciones Económicas y Monetario, Documento de Trabajo Banco Central de Costa Rica

McCarthy, J. (1999). *"Pass-Through of Exchange Rate and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies"*, BIS Working Papers No. 79, noviembre.

Miller, S.(2003). *"Estimación del "Pass-Through" del Tipo de Cambio a Precios: 1995-2002". Revista de estudios económicos Nº 9.* Banco Central de la Reserva de Perú.

Pineda, J., Toledo, M. y Zavarce, H. (2001) *"Estabilidad Cambiaria, Credibilidad y Política Antiinflacionaria"*, Colección Banco Central y Sociedad, Gerencia de Investigaciones Económicas, Serie de Documentos De Trabajo No 31, Julio

Pulido, A. y Pérez, J.(2001) *Modelos Econométricos.* Pirámide, España.

Winkelried, D. (2003) *"¿Es Asimétrico El Pass-Through En El Perú?: Un Análisis Agregado"*. Revista de estudios económicos Nº 9. Banco Central de la Reserva de Perú.

Anexos

Anexo N° 1 Definición de las variables utilizadas.

Los datos utilizados son trimestrales y abarcan desde 1984:1 hasta 2002:4. La fuente de información es el Banco Central de Venezuela (*BCV*).

Las variables usadas en la estimación de los modelos fueron calculadas de la siguiente forma:

Variación de las Reservas Internacionales (ΔRT): se determinó el promedio de tres meses de las Reservas Intencionales Totales, luego se dividió el trimestre (t) entre el trimestre (t-1) multiplicado por 100 y se le restó 100. Si Rt son las Reservas Internacionales totales trimestrales y ΔRT_t la variación de las Reservas Internacionales se tiene que:

$$\Delta RT_t = \left({RT_t}/{RT_{t-1}} * 100 \right) - 100 \qquad (1.1)$$

Volatilidad del tipo de cambio (*VTC*): corresponde a la desviación típica trimestral del tipo de cambio nominal.

Brecha Producto por medio del Filtro de Kalman (*BPFK*): los valores usados para esta variable fueron extraídos del trabajo de grado realizado por Alvarado y Bustamante (2004).

Brecha producto Filtro Hodrick-Presscott: los valores usados corresponden a la diferencia del Producto Interno Bruto trimestral (*PIB*) y el Producto Interno Bruto

Potencial trimestral extraída por medio del filtro Hodrick-Prescott. Los valores correspondientes a esta variable están representados por sus valores relativos.

Variación del tipo de cambio nominal (*TC*): se usó la serie de tipo de cambio para el mercado paralelo por considerar que esta es la mas influyente en la determinación de las expectativas de precios. Para el cálculo de dicha variación se empleó la misma metodología que para el cálculo de la variación de las Reservas Internacionales. Por lo que si *TC* corresponde al tipo de cambio nominal trimestral y ΔTC corresponde a la variación del tipo de cambio nominal se tiene que:

$$\Delta TC_t = \left({TC_t}/{TC_{t-1}} * 100 \right) - 100 \qquad (1.2)$$

Por último para estimar las distintas inflaciones para cada uno de los índices de precios necesarios para estimar el modelo, se calculó la variación porcentual de cada uno de los índices de precios, de la siguiente manera: si P^j corresponde a los índices de precios y ΔP_t corresponde a la variación del índice de precios, se tiene que

$$\Delta P_t^j = \left({P_t^j}/{P_{t-1}^j} * 100 \right) - 100 \qquad j = IPMI,\ IPP,\ IPC \qquad (1.3)$$

Anexo N° 2 Determinación del número óptimo de rezagos.

Para determinar el número óptimo de rezagos en cada uno de los modelos se usó el Método de Máxima Verosimilitud. En el Cuadro N° 2.1 se muestra el test de Wald para la exclusión de rezagos, para cada uno de los modelos.

Cuadro N° 2.1: Método de Máxima Verosimilitud para la determinación del número óptimo de rezagos para los distintos modelos

	Modelo N° 1		Modelo N° 2		Modelo N° 3		Modelo N° 4	
	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 1	Rezago 2	Rezago 1	Rezago 2
RT	16.795 [0.010]	8.978 [0.174]	16.379 [0.011]	7.338 [0.290]	–	–	–	–
VTC	–	–	–	–	25.215 [0.000]	7.808 [0.252]	23.905 [0.000]	6.786 [0.341]
BPFK	12.725 [0.047]	9.617 [0.141]	–	–	16.611 [0.010]	16.003 [0.013]	–	–
BPHP	–	–	13.014 [0.042]	3.242 [0.777]	–	–	10.222 [0.115]	5.047 [0.537]
TCN	13.003 [0.0429]	9.637 [0.140]	14.461 [0.024]	8.937 [0.177]	24.459 [0.000]	8.705 [0.190]	24.836 [0.000]	8.191 [0.224]
IPMI	22.477 [0.000]	25.804 [0.000]	19.386 [0.003]	18.814 [0.004]	33.303 [0.000]	21.222 [0.001]	24.672 [0.000]	13.806 [0.031]
IPP	84.232 [0.000]	20.954 [0.001]	85.959 [0.000]	19.372 [0.003]	106.331 [0.000]	27.163 [0.000]	99.158 [0.000]	22.932 [0.000]
IPC	151.240 [0.000]	34.650 [0.000]	162.465 [0.000]	36.316 [0.000]	156.073 [0.000]	30.315 [0.000]	161.449 [0.000]	32.142 [0.000]
En conjunto	237.909 [0.000]	82.118 [0.000]	268.241 [0.000]	78.266 [0.000]	314.274 [0.000]	89.695 [0.000]	289.543 [0.000]	78.575 [0.000]

Nota: Los valores que se encuentran en [ ] corresponden a las probabilidades calculadas por el estadístico Chi-cuadrado.

Se determinó el número óptimo de rezagos por medio del criterio de Akaike y Scharwz. A partir de éste criterio se determinó que el número óptimo de rezagos a incluir en cada modelo es de uno. Sin embargo, las estimaciones presentaron autocorrelación, por eso se decidió incluir un segundo rezago, el cual corregía la autocorrelación. Aplicando el Método de Máxima Verosimilitud se observó que en forma conjunta la inclusión de un segundo rezago es significativa para todos los modelos. De acuerdo a esto cada modelo fue estimado con dos rezagos.

Anexo 3: Examen de la estacionariedad de las series

Los resultados de los tests de raíz unitaria se muestran en el siguiente cuadro:

Cuadro Nº 3.1 Test Dickey-Fuller Aumentado (*DFA*) y Phillips-Perron (*RT*) para las series de *RT, VTC, BPFK, BPHP, TC, IPMI, IPP,* y *IPC*.

			DFA		PP	
			Estadístico t	Prob.	Estadístico t	Prob.
RT	Estadístico t		-7.836685	0.000	-7.836685	0.000
	Valores críticos	5%	-2.90067		-2.90067	
		10%	-2.587691		-2.587691	
VTC	Estadístico t		-3.950776	0.0028	-3.817771	0.0042
	Valores críticos	5%	-2.90067		-2.90067	
		10%	-2.587691		-2.587691	
BPFK	Estadístico t		-2.208082	0.0272	-10.5707	0.0001
	Valores críticos	5%	-1.945669		-2.90067	
		10%	-1.613677		-2.587691	
BPHP	Estadístico t		-4.123499	0.0001	-5.399	0.000
	Valores críticos	5%	-1.945823		-2.90067	
		10%	-1.613589		-2.587691	
TCN	Estadístico t		-6.019713	0.000	-6.019713	0.000
	Valores críticos	5%	-2.90067		-2.90067	
		10%	-2.587691		-2.587691	
IPMI	Estadístico t		-5.498371	0.000	-5.634849	0.000
	Valores críticos	5%	-2.90067		-2.90067	
		10%	-2.587691		-2.587691	
IPP	Estadístico t		-5.345848	0.000	-5.345848	0.000
	Valores críticos	5%	-2.90067		-2.90067	
		10%	-2.587691		-2.587691	
IPC	Estadístico t		-3.958498	0.0027	-3.958498	0.0027
	Valores críticos	5%	-2.90067		-2.90067	
		10%	-2.587691		-2.587691	

Nota: la hipótesis nula es que la serie estudiada presenta una raíz unitaria. Los valores de la probabilidad fueron calculados por el estadístico de MacKinnon.

Todas las series fueron sometidas a dos tests de estacionariedad el Dickey-Fuller Aumentado *(DFA)* y el Phillips-Perron (*PP*). Se puede observar que todas ellas

resultaron estacionarias en niveles I(0) al 5 y al 10% de significación estadística para ambos tests.

Anexo 4: Determinación de la causalidad de las variables

Para determinar el orden de causalidad de las variables se aplicó el test de causalidad de Granger para cada modelo. Los resultados en el siguiente cuadro:

Cuadro Nº 4.1 Test de Causalidad de Engle-Granger

Hipótesis Nula	Estadístico F	Probabilidad
BPFK no causa a RT	3.80045	0.8934
RT no causa a BPFK	0.62873	0.5363
BPHP no causa a RT	8.20784	0.8755
RT no causa a BPHP	0.69672	0.50169
BPFK no causa a VTC	3.29238	0.04308
VTC no causa a BPFK	5.8574	0.00447
BPHP no causa a VTC	2.99303	0.05668
VTC no causa a BPHP	1.30364	0.27814
TC no causa a RT	4.26396	0.01795
RT no causa a TC	3.04733	0.05392
TC no causa a VTC	1.5205	0.22584
VTC no causa a TC	4.89832	0.01025
IPMI no causa a RT	4.33559	0.01684
RT no causa a IPMI	4.37552	0.01625
IPMI no causa a VTC	2.91873	0.0607
VTC no causa a IPMI	1.97059	0.14714
IPP no causa a RT	4.50346	0.01451
RT no causa a IPP	2.06241	0.13491
IPP no causa a VTC	1.00975	0.36963
VTC no causa a IPP	1.35724	0.26415
IPC no causa a RT	3.05759	0.05342
RT no causa a IPC	3.0206	0.05527
IPC no causa a VTC	0.55447	0.57691
VTC no causa a IPC	0.29849	0.74289
TC no causa a BPFK	0.30785	0.73603
BPFK no causa a TC	0.26085	0.77115
TC no causa a BPHP	0.31737	0.72912
BPHP no causa a TC	0.1841	0.83226
IPMI no causa a BPFK	0.22037	0.80279
BPFK no causa a IPMI	4.63932	0.01287
IPMI no causa a BPHP	1.65748	0.19812
BPHP no causa a IPMI	2.64945	0.07788
IPP no causa a BPFK	0.91203	0.40649
BPFK no causa a IPP	2.26425	0.11158
IPP no causa a BPHP	1.89208	0.1585
BPHP no causa a IPP	2.01916	0.14054

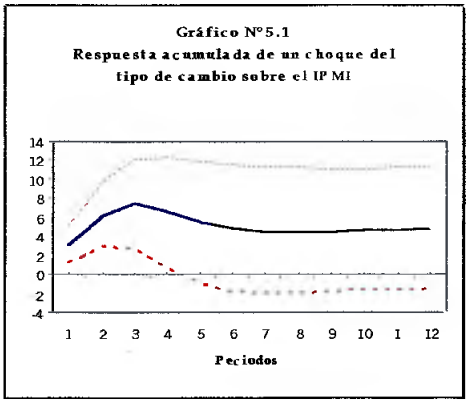
Hipótesis Nula	Estadístico F	Probabilidad
IPC no causa a BPFK	1.26872	0.28767
BPFK no causa a IPC	2.34663	0.10328
IPC no causa a BPHP	2.0079	0.14204
BPHP no causa a IPC	2.75221	0.0708
IPMI no causa a TC	3.61516	0.03213
TC no causa a IPMI	1.3927	0.2553
IPP no causa a TC	1.8674	0.16225
TC no causa a IPP	3.53442	0.03457
IPC no causa a TC	0.26275	0.7697
TC no causa a IPC	2.14544	0.12476
IPP no causa a IPMI	0.03736	0.96335
IPMI no causa a IPP	21.8048	4.60E-08
IPC no causa a IPMI	0.76343	0.46996
IPMI no causa a IPC	42.4106	9.70E-13
IPC no causa a IPP	3.38133	0.03973
IPP no causa a IPC	5.05156	0.00897

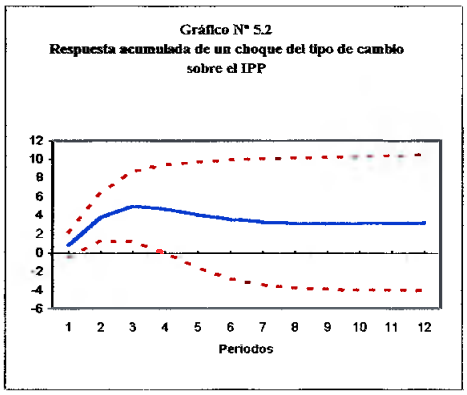
Se observa que sólo se encontró evidencia de causalidad en el sentido de Granger del tipo de cambio hacia la inflación a nivel de los productores al 5% de significación. También se encontró causalidad estadística desde el tipo de cambio hacia la inflación a nivel de los importadores y a nivel de los consumidores pero no resultó ser significativa.

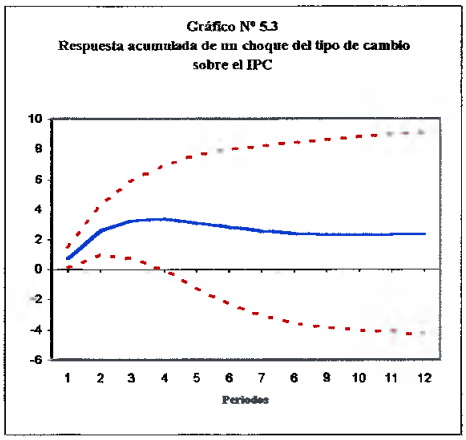
Anexo Nº 5. Cálculo de la Función Impulso Respuesta y Función Impulso Respuesta Acumulada.

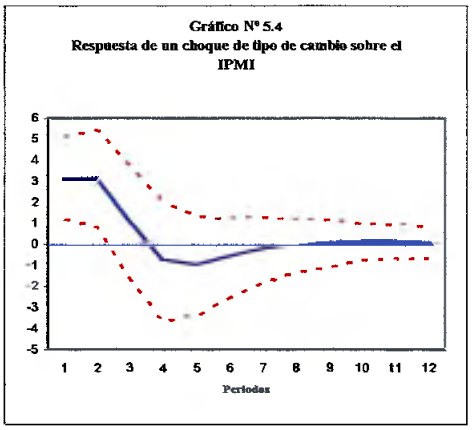
A continuación se presentan las Funciones Impulso Respuesta y las Funciones Impulso Respuesta Acumulada para cada uno de los modelos. Las líneas continuas (azules) representan las respuestas de un choque del tipo de cambio sobre los precios. La cuantía del choque en cada modelo corresponde al valor de una desviación estándar de los residuos de la ecuación del tipo de cambio. El tipo de impulso que se le imprime es del tipo de Cholesky. Las líneas punteadas (rojas) corresponden a ± 2 veces los errores estándar. Igualmente se puede observar que las funciones impulso respuesta convergen en el largo plazo

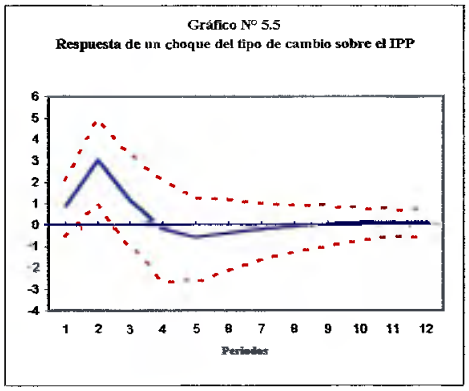
Gráficos Nº 5.1 al Nº 5.6: Función Impulso Respuesta y Función Impulso respuesta Acumulada para el Modelo N° 1

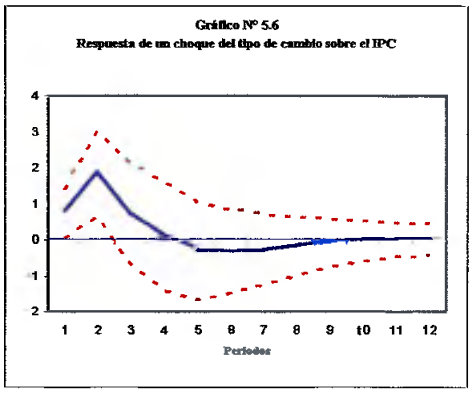




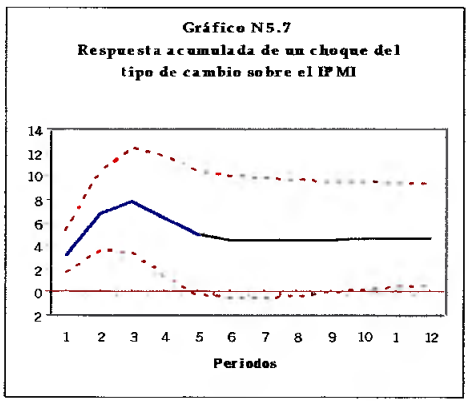


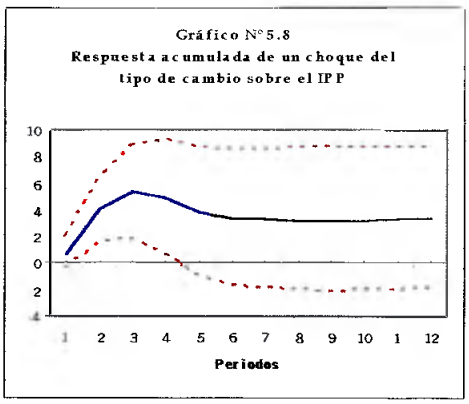


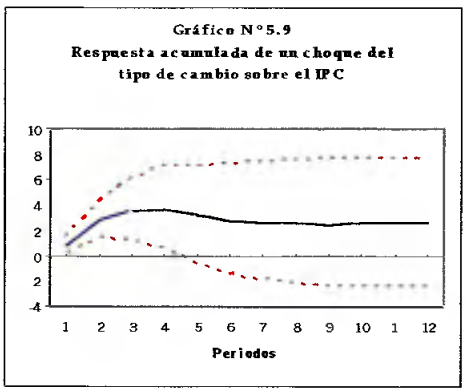


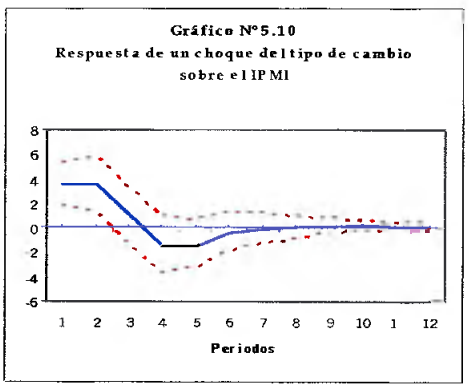


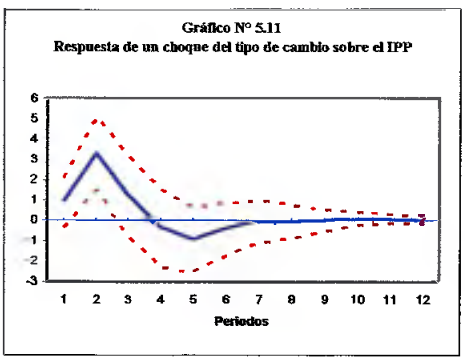
Gráficos Nº 5.7 al Nº 5.12: Función Impulso Respuesta y Función Impulso respuesta Acumulada para el Modelo N° 2

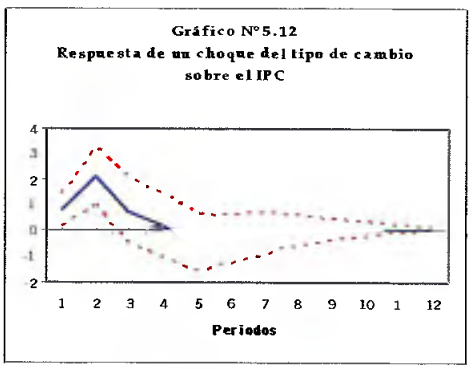




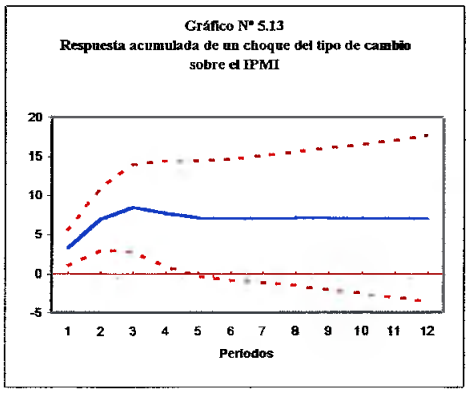


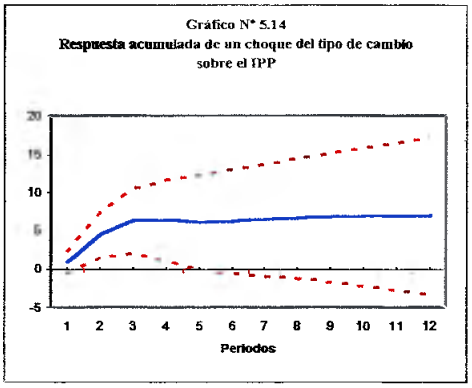


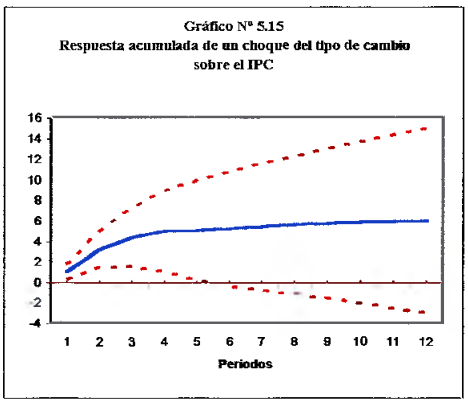


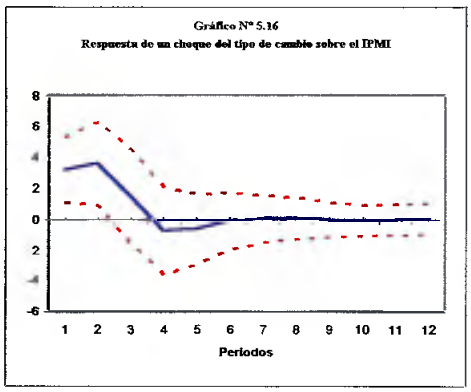


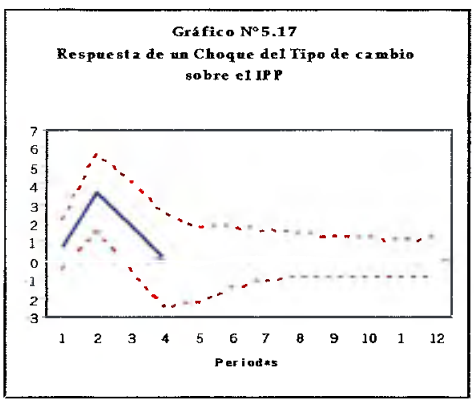
Gráficos N° 5.13 al N° 5.18: Función Impulso Respuesta y Función Impulso respuesta Acumulada para el Modelo N° 3

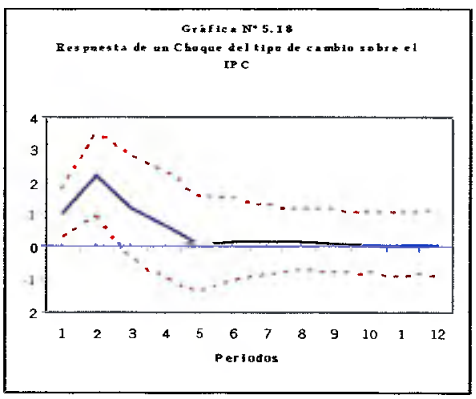
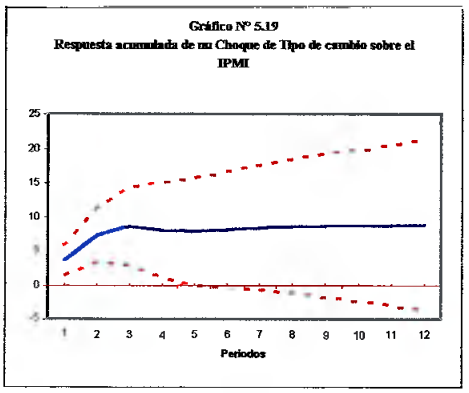
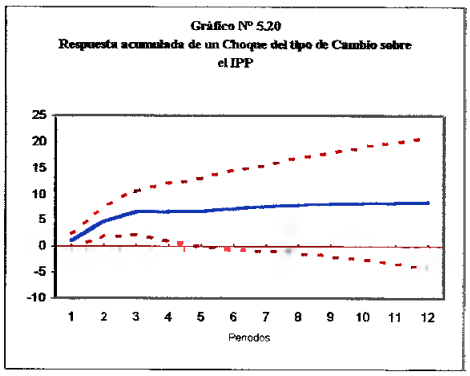
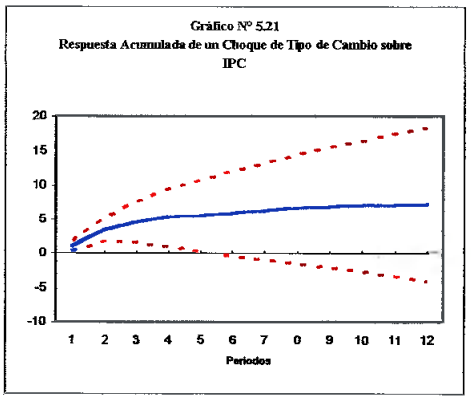
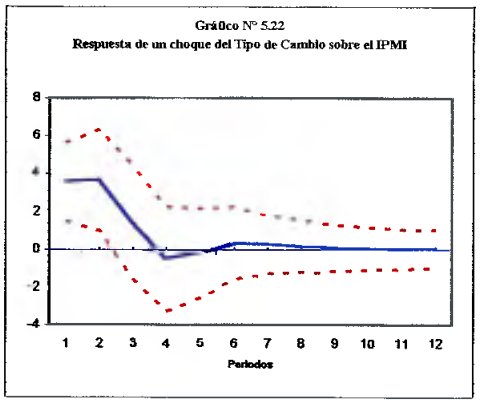
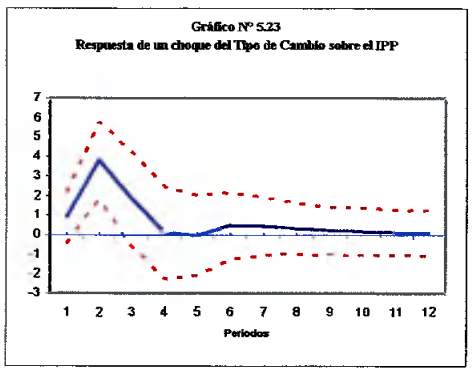
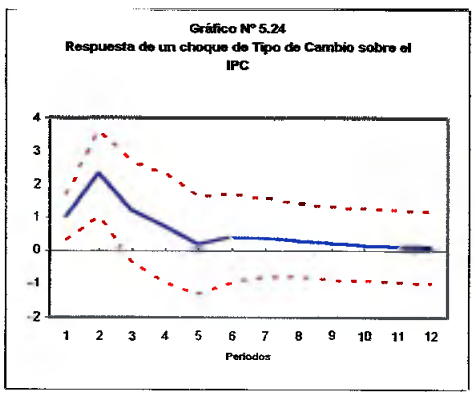












Gráficos Nº 5.19 al Nº 5.24: Función Impulso Respuesta y Función Impulso respuesta Acumulada para el Modelo Nº 4