MERCANTIL
BANCO UNIVERSAL

BOLETIN ECONOMICO MENSUAL

Mayo 2005

LOS EFECTOS DEL TIPO DE CAMBIO SOBRE LA INFLACIÓN EN VENEZUELA*

LUCÍA FERNÁNDEZ CONTRERAS
lucyf2000@hotmail.com
ADRIANA PÉREZ DÍAZ
adrianaperez25@hotmail.com
LUIS ZAMBRANO SEQUÍN
lzambranos@bancomercantil.com

CONTENIDO

1. Definiciones
2. Canales de Transmisión de los Choques del Tipo De Cambio
3. Determinantes del "pass-through"
4. Estimación del "pass- through"
5. Resultados Obtenidos
6. Conclusiones
Normativa Legal
Indicadores Económicos

1. DEFINICIONES

La conexión entre los movimientos en el tipo de cambio y el comportamiento inflacionario es un tópico que siempre es de interés, en especial en el caso de una economía pequeña y abierta. En la literatura económica, el efecto de las variaciones del tipo de cambio nominal (TCN) sobre la inflación doméstica es conocido como "*pass-through*" (*PT)* del tipo de cambio.

El coeficiente de PT suele calcularse como una elasticidad. Dicha elasticidad se define como el porcentaje en el cual cambia el nivel de precios, entre un 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 la determinación de la variación de los precios, incluyendo el proceso de la transmisión del choque de tipo de cambio nominal a la cadena de precios, permanezcan constantes. Es decir:

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

Donde, ξ_t representa el coeficiente del *PT* en el momento t, $\sum \Delta P_t$ es la variación relativa acumulada de los precios ocasionada por un choque del tipo de cambio, asumiendo otros factores constantes, y $\Delta e_{t=0}$ constituye el choque, en términos relativos, que se ha producido en el tipo de cambio nominal en el momento inicial.

* Este documento constituye una síntesis del trabajo: "El "pass-through" del tipo de cambio: Un análisis para la economía venezolana" presentado como trabajo de grado ante la Escuela de Economía de la Universidad Católica Andrés Bello en octubre de 2004 por Lucía Fernández y Adriana Pérez, bajo la tutoría del Profesor Luis Zambrano Sequín.

Cuando ξ_t asume un valor menor a la unidad se dice que los precios son inelásticos a las variaciones en el tipo de cambio; es decir, que ante un choque en el tipo de cambio los precios no varían o lo hacen en un sentido menos que proporcional. Cuando ξ_t asume un valor mayor que la unidad, se estaría en presencia de variaciones más que proporcionales en el nivel de precios ante un choque en el tipo de cambio nominal. En el caso de un ξ_t igual a la unidad, las variaciones en el tipo de cambio se trasladan en igual proporción al nivel de los precios.

Además del valor de ξ_t, es un aspecto importante la velocidad a la que se produce el efecto del choque en el tipo de cambio sobre los precios. En este sentido, el análisis del "*pass-through*" exige diferenciar entre los impactos de corto y largo plazo.

Ambos aspectos, el nivel y la velocidad del *(PT)*, son relevantes a los efectos de derivar las implicaciones que suelen tener las alteraciones en el tipo de cambio nominal sobre la política económica, y en especial para la política monetaria. Naturalmente, mientras menor sea ξ_t y más rápida la absorción de las perturbaciones del tipo de cambio por los precios, mayor será la autonomía de la autoridad monetaria en cuanto a la fijación de sus objetivos de política. Por el contrario, una elevada elasticidad de los precios a los choques en el tipo de cambio nominal, junto con un prolongado efecto de la perturbación cambiaria, restarían eficiencia y autonomía a la política monetaria[1].

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

Siguiendo a Miller (2003), hay que distinguir dos canales a través de los cuales se transmiten los choques cambiarios hacia los precios: el directo y el indirecto. El canal directo se genera a partir del impacto de las variaciones en el tipo de cambio sobre el precio de los productos importados que luego se traslada, vía la estructura de costos, hacia los productores y finalmente sobre los consumidores.

Los efectos indirectos se producen como consecuencia de los cambios en la estructura y los desplazamientos de la oferta y la demanda de los agentes económicos, que se derivan como consecuencia de las posibilidades de sustitución y complementaridad interna, el peso de las importaciones en la estructura de costos y gasto de los agentes y el efecto riqueza que se produce al variar los balances entre activos y pasivos denominados en moneda extranjera.

Finalmente, hay que considerar los impactos de los choques cambiarios sobre las expectativas y la alteración en los niveles de credibilidad de los agentes en la política económica y la estructura institucional. Por esta vía, las variaciones en el tipo de cambio afectan, también, los planes de gasto, inversión y ahorro en moneda local y extranjera, alterando a su vez la oferta y demanda agregada.

3. Determinantes del "pass-through"

Son muchos los factores que determinan la intensidad y la manera como los choques en el tipo de cambio nominal se traducen en cambios en los niveles de los precios; estos factores han sido extensivamente examinados en la literatura económica[2], entre ellos caben destacar:

a) El grado de apertura de la economía y, el ya mencionado, peso de los productos foráneos en la estructura de gasto de los agentes internos. Sin duda, a mayor apertura de la economía y mayor el sesgo del gasto de los agentes internos hacia los bienes y servicios importados, se espera que mayor será el coeficiente de "*pass-through*".

[1] Ver Miller (2003) y Winkelried (2003).

[2] Para una síntesis de estos factores consultar: McCarthy, 1999.

b) A menor capacidad interna de sustitución de los bienes importados por bienes nacionales, se supone que el "*pass-through*" sea mayor así como la duración del período de perturbación de los choques cambiarios sobre los precios.

c) El grado de flexibilidad de los precios y mercados internos tanto de bienes como de servicios, incluyendo los factoriales. A menor flexibilidad se reduce la capacidad de absorción en los componentes nacionales de las modificaciones nominales del tipo de cambio magnificando el "*pass-through*".

d) Los llamados "costos de menú", los costos que enfrentan los agentes por actualizar los precios de los bienes y servicios que mercadean, pueden afectar la velocidad y magnitud de la reacción de los precios en moneda nacional a los movimientos en el tipo de cambio. En la medida que estos costos sean elevados, se espera que menor sea el coeficiente de "*pass-through*" y/o más demorada sea la reacción de los precios a los choques cambiarios (Ball, Mankiw y Romer, 1988).

e) Asociados con los "costos de menú", la volatilidad en el tipo de cambio nominal es otro factor que puede alterar el coeficiente *PT*. Cuando el tipo de cambio nominal es muy volátil, los "costos de menú" tienden a elevarse haciendo que los agentes sean más cautelosos al momento de cambiar los precios, reduciendo el *PT*.

f) Debido al grado de inercia en la inflación, el coeficiente de *PT* puede verse afectado. A medida que mayor sea la persistencia inflacionaria, los agentes esperarán una variación mayor en el tipo de cambio nominal y, por ello, tenderán a sobre ajustar los precios; especialmente si no perciben dicha variación como transitoria sino como algo permanente. En consecuencia, 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).

g) La conexión entre las variaciones en el tipo de cambio nominal y el comportamiento de los ingresos fiscales es, también, un aspecto relevante en la determinación del *"pass-through"*. Los choques de tipo de cambio inciden también, sobre los precios, a través de la variación de los ingresos y gastos del Gobierno que, a su vez, afectan la demanda y oferta agregada de la economía. De esta manera los efectos ingresos y distributivos asociados a la política fiscal inciden, dependiendo de los impactos sobre la oferta y la demanda en los diferentes mercados, sobre el comportamiento de los precios. A mayor sensibilidad de la política fiscal a los choques cambiarios y mayor impacto relativo del gasto fiscal sobre la demanda de bienes y servicios, mayor será el impacto de las variaciones en el tipo de cambio sobre los precios nominales y la estructura de precios relativos.

h) Por último, el coeficiente *PT* es sensible al ciclo económico interno. Si la economía se encuentra en un proceso recesivo será menos probable que la variación del tipo de cambio pueda trasladarse hacia los precios; en esta fase del ciclo será más probable que se ajusten los márgenes de beneficio que el nivel de los precios. Lo contrario puede suceder en la fase de expansión, ya que existe mayor facilidad para poder traspasar las alteraciones en los costos debidas a un choque cambiario hacia los precios. Por lo tanto, en épocas de recesión el *PT* tenderá a ser menor que en las fases expansivas (Goldfajn y Werlang 2000).

4. ESTIMACIÓN DEL "PASS- THROUGH"

Para determinar el *PT* de las fluctuaciones del tipo de cambio hacia la inflación en el caso de Venezuela, en este trabajo se sigue de cerca la formulación elaborada por McCarhty (1999). A continuación se explica la estructura básica de éste modelo.

4.1 Modelo básico

En la formulación de McCarthty (1999) el *PT* es derivado en el contexto de un sistema de vectores autorregresivos (VAR) que incorpora los canales de transmisión a través de los cuales los choques cambiarios se traducen en

cambios en los niveles de precios[3]. Para ello se tienen en cuenta: la variación de los precios a nivel de los importadores, de los productores y de los consumidores. Así mismo, se incorporan los efectos indirectos que se generan vía los desplazamientos simultáneos en el lado de la oferta y la demanda agregada , que ocurren por razones distintas, pero no necesariamente desvinculadas, a la variación en el tipo de cambio.

Es decir, 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 y consumo. En este contexto, la inflación en el momento (t), en cada uno de los niveles de agregación, se asume que esta afectada por ella misma, por la expectativa de la variable al final del período (t-1) y por la inflación que ocurre en la etapa previa de la cadena de distribución.

Además de estas variables referidas a las variaciones de precios, el modelo incluye tres variables adicionales que captan los choques de oferta distintos al tipo de cambio, los choques de demanda y, lo que es de nuestro particular interés, las variaciones exógenas en el tipo de cambio nominal.

Sintetizando, el modelo puede ser descrito de la siguiente manera:

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

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

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

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

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

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

Donde:

so_t : factores de oferta distintos al tipo de cambio.

y_t : factores de demanda.

tc_t : fluctuaciones del tipo de cambio nominal.

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

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

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

$\varepsilon_t^{so}, \varepsilon_t^{y}, \varepsilon_t^{tc}$: captan los choques de oferta, de demanda y en el tipo de cambio nominal 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.

$E_{t-1}(\bullet)$: es el operador para el valor esperado de la variable. Se asume que las expectativas se forman con base en la información disponible al final del período t-1.

Las ecuaciones (2) a (4) representan la dinámica de los choques de oferta, de demanda y las fluctuaciones en el tipo de cambio, respectivamente. Es de notar que los choques de oferta (ε_t^{so}) son identificados a partir de la información disponible de la variable al final del período t-1, en tanto que los choques de demanda (ε_t^{y}) se identifican mediante la información disponible de la variable al final del período t-1 y el efecto que tienen los choques de oferta (ε_t^{so}) sobre la demanda. Por otra parte, los choques en el tipo de cambio (ε_t^{tc}) se determinan con base en la información disponible de la variable al final del período t-1, los choques de oferta (ε_t^{so}) y los choques de demanda (ε_t^{y}).

[3] Los modelos tipo VAR, autoregresiones vectoriales, están diseñados para estudiar varias series de tiempo interdependientes. Equivalen a estimar un modelo de ecuaciones simultáneas, pero con rezagos en todas las variables a ser estimadas. Un VAR es una generalización de un modelo AR, autoregresivo, con series de tiempo múltiples. El procedimiento de estimación permite utilizar el método de mínimos cuadrados ordinarios (OLS).

En las ecuaciones (5) a (7) se modelan las variaciones en los precios nominales en cada una de las etapas de la cadena de distribución. En cada caso, el primer componente corresponde a la inflación esperada, basada en la información disponible por los agentes en el período t-1. El segundo, tercer y cuarto componente se refieren a los efectos, en el período t, de los choques de oferta, demanda y tipo de cambio. Finalmente, en cada ecuación se incluye la porción de la inflación en cada una de las etapas de la cadena de distribución que no puede ser explicada por las variables explícitas contenidas en el sistema[4].

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 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; esto supone la existencia de retrasos en la información que afectan la conformación de las expectativas de los agentes.

4.2 Modelo a ser estimado

Con la finalidad de estimar el modelo básico para el caso venezolano, éste ha sido reformulado de la siguiente manera[5]:

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

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

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

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

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

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

En esta versión los choques de oferta ($\varepsilon_t^{\Delta RT}$) se estiman a partir de la variación de Reservas Internacionales (ΔRT), entendidas éstas en un sentido amplio ya que incluyen no sólo las Reservas Internacionales del Banco Central de Venezuela sino también los recursos del Fondo para la Estabilización Macroeconómica (*FEM*)[6]. Al incorporar esta variable se asume que los choques de oferta que sufre la economía son esencialmente de naturaleza externa.

Los choques de demanda (ε_t^{BPFK}) se derivan a partir de una ecuación que explica la evolución de la brecha entre el producto potencial y el producto efectivo estimado, aplicando un Filtro de Kalman (*BPFK*)[7], considerando el valor rezagado de la variable y luego de haber descontado los efectos contemporáneos de los choques de oferta ($\varepsilon_t^{\Delta RT}$), siendo estos últimos obtenidos a partir de los residuos de la ecuación (8)[8].

Los choques cambiarios ($\varepsilon_t^{\Delta E}$) son estimados 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 ($\varepsilon_t^{BPFK}$).

El movimiento de los precios de los productos importados es aproximado utilizando el 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

[4] Estos choques no explicados por las variables explícitas del modelo recogerían los efectos sobre los niveles de precios que se derivan de otros factores tales como cambios en la estructura de los mercados y en los mecanismos de formación de precios, variaciones en los márgenes de ganancias de las firmas en cada una de las etapas de la cadena de distribución etc.

[5] Otras cuatro variantes de este modelo fueron examinadas. Se experimentó con aproximaciones alternativas para los choques de demanda utilizando una brecha del producto pero calculada utilizando el Filtro de Hodrick-Prescott, con una variable que recogiera la volatilidad del tipo de cambio como variable "proxy" de los choques de oferta. Los resultados utilizando estas variables fueron menos satisfactorios que los obtenidos con el modelo descrito en el texto (ver Fernández y Pérez, 2004).

[6] En sentido riguroso los recursos del FEM no pueden considerarse reservas internacionales aunque si forman parte de los activos externos en poder del sector público.

[7] El filtro de Kalman es un algoritmo que permite actualizar secuencialmente la proyección lineal de una variable o un sistema. Entre otros beneficios, este algoritmo ofrece una vía para elaborar predicciones de muestras finitas y la función exacta de verosimilitud para un proceso temporal del tipo ARMA (autoregresivo y de media móvil) y para estimar vectores autoregresivos con coeficientes que cambian en el tiempo.

[8] Los valores de la serie Brecha del Producto estimada por medio del Filtro de Kalman *(BPFK)* fueron tomados de Alvarado y Bustamante (2004).

del Índice de Precios a nivel de Productor de la Industria Manufacturera Privada (*IPP*). Las variaciones de los precios a nivel de los consumidores son aproximadas mediante el Índice de Precios al Consumidor para el Área Metropolitana de Caracas (*IPC*).

4.3 Procedimiento de estimación del modelo

El modelo (8)-(13) fue estimado como un modelo de vectores autoregresivos (VAR), compuesto por seis (6) variables. Se usaron datos trimestrales para el período 1984:1-2002:4. Los datos provienen de la información estadística publicada por el Banco Central de Venezuela (*BCV*).

Como es lo usual, antes de estimar el modelo VAR se determinó el número óptimo de rezagos y se constató la estacionariedad y la causalidad en todas las variables involucradas en el modelo. Para calcular el número óptimo de rezagos, se usó el método de Máxima Verosimilitud concluyéndose como óptimo el uso de 2 rezagos[9].

Para evaluar 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[10].

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*. Igualmente se verificó causalidad desde Δe hacia el *IPMI, IPP* y el *IPC*[11]. El orden de causalidad entre las variables sería el siguiente:

$\Delta Rt \rightarrow BPFK \rightarrow \Delta et \rightarrow IPMI \rightarrow IPP \rightarrow IPC$

Una vez que se determinó el número óptimo de rezagos, la estacionaridad y el orden de causalidad entre las variables, se estimó el VAR y se derivaron las funciones impulso-respuesta acumuladas, así como la descomposición de varianza que permitió calcular y evaluar el coeficiente de *PT*.

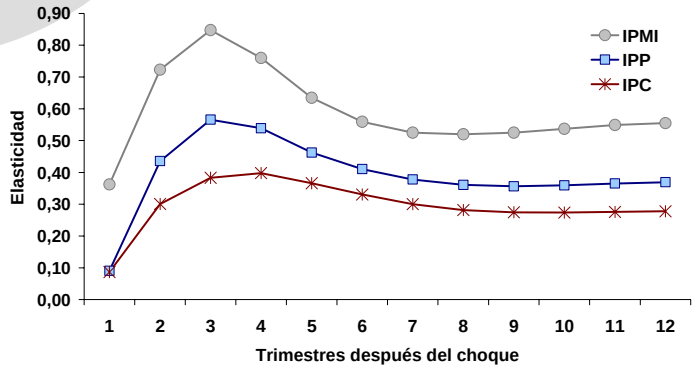
5. RESULTADOS OBTENIDOS

Para estimar el coeficiente del *PT*, (ξ_t), se analizó 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 calcular el coeficiente del *PT*, el 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 de la ecuación que representa al tipo de cambio ($\varepsilon_t^{\Delta E}$ en ecuación (10)).

En el Grafico N° 1 se muestran los coeficientes de *PT* calculados sobre el *IPMI*, el *IPP* y el *IPC*.

Gráfico N° 1
"Pass-through" del tipo de cambio hacia el IPMI, IPP y el IPC



Como puede observarse, el coeficiente del *PT* sobre el *IPMI* es mayor que con respecto al IPP y al IPC (ver Cuadro N° 1). Este alcanza un valor promedio de 0.36 en

[9] Los resultados del análisis y determinación del número óptimo de rezagos se pueden consultar en Fernández y Pérez (2004), Anexo N° 2.

[10] 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. El resultado de los tests se muestran en Fernández y Pérez (2004), Anexo N° 3.

[11] La determinación de la causalidad estadística entre las variables permite validar la consistencia del modelo con relación a las hipótesis acerca de las relaciones entre ellas. Como era deseable se obtuvo una relación de causalidad estadística entre el tipo de cambio y la inflación y entre los diferentes niveles de comercialización: importaciones, productores y consumidores. Los resultados de los tests de causalidad se presentan en Fernández y Pérez (2004), Anexo N° 4.

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, que mide el efecto permanente de un choque en el tipo de cambio nominal sobre el nivel de los precios, se completa a partir del décimo trimestre y se estabiliza en un valor de 0.55.

En el siguiente Cuadro se especifican los valores del coeficiente de PT calculados para cada uno de los 12 trimestres considerados en la simulación:

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

Trimestre	IPMI	IPP	IPC
1	0,36	0,09	0,08
2	0,72	0,44	0,3
3	0,85	0,57	0,38
4	0,75	0,54	0,4
5	0,63	0,46	0,37
6	0,56	0,41	0,33
7	0,53	0,38	0,3
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

Con respecto al coeficiente del *PT* sobre el *IPP,* si bien para el primer trimestre éste alcanza un valor de 0.09, considerablemente bajo si se le compara con el efecto sobre el precio de las importaciones, ya para el segundo trimestre el coeficiente se eleva a 0.44, alcanzando un valor máximo de 0.57 al finalizar el tercer trimestre. La elasticidad de largo plazo se estabiliza en un valor de 0.37.

En cuánto al efecto sobre los precios a nivel del consumidor final, *IPC,* en el primer trimestre tan sólo se captura un efecto 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 [12].

Mediante el análisis de la descomposición de la 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 relaciona el porcentaje de la varianza trimestral de los precios que se podría atribuir a choques en el tipo de cambio nominal. Como puede apreciarse y como era de esperar, un choque en el tipo de cambio nominal tiene una incidencia mayor en la explicación de la varianza de los precios de los productos importados. En todos los casos el máximo valor explicado de la varianza de los precios se alcanza en el segundo trimestre. El efecto de un choque en el tipo de cambio nominal sobre la varianza de la inflación pareciera tender 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 de los precios atribuida a choques en el tipo de cambio nominal

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

Estos resultados tienden a confirmar ciertas evidencias reportadas en trabajos similares referidos a otras economías. McCarthy (1999), quien aplicó un modelo de vectores autorregresivos y utilizó datos trimestrales para examinar el *"pass-through"* en 15 países industrializados entre 1976 y 1998, encontró una reducida incidencia de las fluctuaciones del tipo de cambio en los precios de los importadores y en el comportamiento de la inflación domestica.

Goldfajn y Werlang (2000), aplicando un modelo de panel-data con periodicidad mensual para 71 países de diversos grados de desarrollo en el período 1980-1998, reportan coeficientes del *PT* substancialmente menores en los países desarrollados; además en la mayoría de los países que estudiaron el máximo valor del coeficiente de *PT* se

[12] El cálculo de la función impulso-respuesta y la función de impulso-respuesta acumulada se muestra en Fernández y Pérez (2004), Anexo N° 5. El tipo de impulso que se simuló es del tipo de Cholesky. Todas las funciones impulso-respuesta convergen en el largo plazo.

alcanzó hacia el final del cuarto trimestre después de producido el choque en el tipo de cambio.

León, Morera y Ramos (2001), con un modelo de mínimos cuadrados ordinarios *(MCO*), entre 991 y 2001, encontraron, para el caso de Costa Rica, que el efecto del *PT* se produce, en promedio, con dos meses de rezago y su magnitud en el corto plazo fue cercana al 16% y en el largo plazo de 55%.

Miller (2003) aplicó la misma metodología empleada por McCarthy (1999) para estimar 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, tal y como se constató en el caso venezolano.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se estimó el coeficiente del *PT* del tipo de cambio sobre las distintas etapas en la cadena de formación de los 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).

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 entre cuatro y cinco trimestres y más de la mitad del *PT* de largo plazo se alcanza dos trimestres después de haber ocurrido el choque.

La elasticidad de largo plazo del *PT* se alcanza después del décimo trimestre en los diferentes niveles de comercialización aquí considerados. Para los precios de los productos importados la elasticidad de largo plazo se estimó en 0,53; para los precios a nivel de productor se calculó en 0,38, mientras que para los precios a nivel de consumidores fue de 0,28.

Es de notar que 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. Si se comparan estos resultados con los encontrados por Miller (2003),[13] pueden considerarse altos. Esta diferencia puede deberse a que en el caso venezolano el *IPC* contiene una gran proporción de bienes importados en su estructura, en comparación a otros países incluso en vías de desarrollo. Es posible también que estos resultados reflejen diferencias en los costos de menú que facilitan, en el caso venezolano, el traspaso de los choques en el tipo de cambio hacia los precios que pagan los consumidores; hipótesis que podría ser examinada en extensiones de este trabajo.

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 sustancialmente menor.

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.

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

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

[13] 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.

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

- Fernandez, L. Y Pérez, A. (2004). "El "pass-through" del tipo de cambio: Un análisis para la economía venezolana". Trabajo de grado presentado ante la Escuela de Economía de la Universidad Católica Andrés Bello. Caracas.

- 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.

- 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.

- 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.

NORMATIVA LEGAL APROBADA EN EL AMBITO ECONOMICO Y SECTORIAL
MES DE MAYO DE 2005

GACETA OFICIAL N°	FECHA	SUMARIO
38.178	03/05/2005	Resolución N° 05-05-01, por la cual se señala que las disposiciones relativas al cobro o pago de tasas de interés anual a las que deben ajustarse los bancos, entidades de ahorro y préstamo y demás instituciones financieras, se refieren exclusivamente a transacciones efectuadas en bolívares.
38.182	09/05/2005	Ley del Régimen Prestacional de Vivienda y Hábitat.
38.184	11/05/2005	Resolución N° 018-2005, por la cual los deudores hipotecarios de créditos otorgados en moneda extranjera podrán exigir a su institución o acreedor particular, que les sea entregado un estado de cuenta en donde se reflejen las cantidades adecuadas a partir de la fecha de protocolización ante la Oficina Subalterna de Registro, del contrato de compra-venta con garantía hipotecaria.
38.188	17/05/2005	Resolución S/N, por la cual se mantienen en vigencia, con carácter transitorio y hasta tanto sean sustituidas expresamente por las disposiciones reglamentarias previstas en la Ley del Régimen Prestacional de Vivienda y Hábitat en materia de préstamos hipotecarios para la adquisición de vivienda y en materia de subsidio directo a la vivienda, las Resoluciones que en ella se señalan.
38.189	18/05/2005	Ley de Reforma Parcial del Decreto N° 1.546 con Fuerza de Ley de Tierras y Desarrollo Agrario.- (Véase N° 5.771 Extraordinario de la GACETA OFICIAL DE LA REPÚBLICA BOLIVARIANA DE VENEZUELA, de esta misma fecha).
38.189	18/05/2005	Resolución Conjunta N° DM/0047 y 028-E, por la cual se prorroga por seis (6) meses la medida de congelación de alquileres contenida en la Resolución Conjunta 152 y 046, de fecha 18 de mayo de 2004, publicada en la GACETA OFICIAL DE LA REPÚBLICA BOLIVARIANA DE VENEZUELA N° 37.941 de fecha 19 de mayo de 2004.
38.193	24/05/2005	Resolución S/N, por la cual se dispone que para los créditos a largo plazo a ser otorgados con recursos provenientes del Fondo de Aportes del Sector Público, del Fondo Mutual Habitacional y de los recursos propios de los bancos e instituciones financieras dirigidos a la adquisición, autoconstrucción, ampliación y mejoramiento de la vivienda principal, se fija una comisión equivalente al cero punto cinco por ciento (0.5%) del monto del crédito respectivo.
38.193	24/05/2005	Resolución S/N, por la cual se fija un monto equivalente a cuatro coma ocho (4,8) puntos de la tasa de interés vigente, la intermediación financiera, calculado de manera uniforme sobre los intereses cobrados de todos los Créditos Hipotecarios de Largo Plazo vigentes que hayan sido otorgados desde la entrada en vigencia de la Ley de Política Habitacional del año 1989, y sus subsecuentes versiones.

Fuente: Gacetas Oficiales de la República Bolivariana de Venezuela

MERCANTIL
BANCO UNIVERSAL

Este boletín ha sido elaborado en la Gerencia de Investigación Económica del Banco Mercantil C.A. (Banco Universal), coordinada por: Francisco Vivancos Cabello.
Equipo de Investigadores: Inés Fasanaro, Andreas Faust, Rafael Muñoz, Carmen J. Noguera, Carlos Ochoa Ruiz, Leonardo Vera, José Villegas, Luis Zambrano Sequín.
Las opiniones aquí expresadas son responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente los puntos de vista de la institución.

Edificio Mercantil, Av. Andrés Bello, N° 1-Apartado Postal N°789 - Caracas 1010A. Venezuela.
Deposito Legal: 79-0092. Vol 27, N° 05. Este "Boletín Económico Mensual" sustituye al "Informe Económico Mensual".

INDICADORES ECONOMICOS	2002	2003	2004	Ene-05	Feb-05	Mar-05	Abr-05	May-05	Var %	Var %
SECTOR EXTERNO									Acumulada	12 Meses
Volumen de Producción de Crudos (miles de barriles)	2.548	2.331	2.552	2.750	2.770	2.730	2.740		(0,4)%	8,3 %
Precio West Texas Intermediate (WTI) (US$/bl)	26,09	31,11	41,46	46,9	48,0	54,0	53,0	49,9	15,3 %	23,8 %
Precio Cesta Venezolana (US$/bl)	21,95	25,76	33,54	34,7	38,7	44,6	44,8	39,8 *	23,5 %	17,9 %
Precio OPEP (US$/bl)	24,36	28,10	36,04	44,8	42,2	49,5	49,5	46,7	30,8 %	28,7 %
Exportaciones No Tradicionales (MM de US$)	5.471	5.282	6.807	512	505	1.019			62,5 %	37,3 %
Importaciones 1/ (MM de US$)	11.673	8.337	15.160	1.657	1.295				(23,7)%	57,5 %
Reservas Internacionales Brutas (MM de US$)	12.003	20.666	23.462	23.822	24.074	24.947	26.566,0	27.543 **	17,2%	17,4%
Reservas Internacionales-Oro-DEG (MM de US$)	8.476	16.024	18.367	18.268					2,2%	11,6%
Tipo de Cambio Cierre (Bs./US$)	1.401,3	1.600,0	1.920,0	1.920,0	1.920,0	2.150,0	2.150,0	2.150,0	12,0%	12,0%
INDICE DE VOLUMEN DE VENTAS				Indice 1997 = 100						
Al por Mayor	72,6	58,5	71,4	62,4	67,9				(23,8)%	22,2 %
Al por Menor	84,4	72,7	93,3	90,1	96,3				(36,8)%	28,9 %
Venta de Vehículos Automotores	78,7	33,5	50,6	51,5	65,5				4,9 %	124,1 %
Partes, Piezas y Accesorios de Vehículos Automotores	78,7	63,8	76,1	70,4	83,2				15,4 %	31,6 %
Combustibles para Vehículos Automotores	88,6	75,4	84,2	87,2	81,2				(12,3)%	0,4 %
Almacenes no Especializados con Surtido Compuesto, principalmente de Alimentos, Bebidas y Tabaco	106,7	110,2	144,8	147,0	152,2				(30,4)%	24,6 %
Otros Productos en Almacenes no Especializados	128,5	53,0	74,3	53,0	56,2				(78,1)%	76,1 %
Alimentos, Bebidas y Tabaco en Almacenes Especializados	97,1	89,7	111,4	106,2	106,5				(30,3)%	2,0 %
Productos Farmacéuticos y Medicinales,Cosméticos y Artículos de Tocador	96,8	96,6	134,5	175,7	156,0				(18,4)%	40,2 %
Productos Textiles, Prendas de Vestir,Calzado y Artículos de Cuero	60,4	58,6	79,3	55,8	66,1				(69,2)%	53,5 %
Aparatos, Artículos y Equipos de uso Doméstico	102,7	73,3	98,4	97,6	90,7				(60,7)%	81,4 %
Artículos de Ferretería, Pinturas y Productos de Vidrio	59,7	42,9	39,9	42,9	44,7				(12,5)%	23,2 %
Otros Productos en Almacenes Especializados	57,6	33,3	42,2	28,8	39,9				(64,6)%	12,6 %
AGREGADOS MONETARIOS				Millardos de Bolívares						
Liquidez Monetaria (M2)	19.573	30.836	45.840	46.246	46.474	47.008	49.064	49.083 ***	5,9%	48,9%
Circulante (M1)	10.857	18.971	27.232	27.271	27.114	27.965	27.865	27.846 ***	0,4%	40,8%
Base Monetaria	7.701	11.274	16.524	16.343	15.787	16.725	16.379	16.562 ***	0,2%	46,7%
Reservas Internacionales Netas	16.777	32.983	45.004	45.233	45.763	53.157	56.659	57.937 ***	30,4%	29,7%
Agencia de Tesorería Nacional Neta	(136)	(1.484)	(3.102)	(1.760)	(6.115)	(6.702)	(8.407)	(9.689) ***	212,3%	360,6%
PDVSA	(384)	(1.694)	(588)	(1.432)	(1.909)	(511)	(1.036)	(1.633) ***	177,7%	(64,8)%
Otros Sector Público Neto	2.669	(17)	(4.202)	(3.334)	278	316	(4.109)	(1.515) ***	(64,0)%	(57,9)%
Sector Financiero	37	1	1	30	2	2	147	2 ***	15,9%	18,8%
Instrumentos de Crédito Emitidos por el BCV	(553)	(7.692)	(7.187)	(9.779)	(9.897)	(11.741)	(9.022)	(10.811) ***	50,4%	64,1%
Capital y Otras Cuentas Netas	(10.650)	(10.760)	(12.837)	(12.614)	(12.334)	(17.796)	(17.854)	(17.728) ***	38,1%	7,7%
MERCADO MONETARIO				Millardos de Bolívares						
Colocaciones de Repos	8.086	4.363	5.145	539	395	320	832	216 *	-56,3%	-75,4%
Colocaciones de CD	11.733	32.877	32.132	4.641	2.942	5.121	2.330	5.237 *	56,0%	101,5%
Colocaciones Repos+CD (Prom. Semanal)	4.206	7.872	7.999	1.210	927	1.296	791	1.435 *	56,5%	59,6%
Compra de DPN con Pacto Reventa (Prom. Semanal)	2.568	1.430	148	-	-	-	425	-	-	(31,0)%
Saldos en Circulación Repos	709	508	1.396	1.249	1.250	1.252	1.367	1.291 *	-4,8%	0,7%
Saldos en Circulación CD	391	7.467	7.065	9.658	9.776	11.614	8.886	10.850 *	53,6%	69,0%
Rendimiento Efect. Prom. Repos (%)	21,84	23,08	12,59	12,99	12,54	12,98	12,83	11,66 *	-87,8	-42,6
Rendimiento Efect. Prom. CD (%)	22,35	19,75	12,91	12,65	12,71	12,71	12,45	11,65 *	-102,3	-128,3
BANCOS COMERCIALES Y UNIVERSALES				Millardos de Bolívares						
Cartera de Crédito	9.259	10.321	21.229	20.672	20.498	21.092	23.429	23.673 ****	11,5%	79,1%
Inversiones	6.657	16.238	20.811	23.781	24.252	25.143	23.795	24.441 ****	17,4%	32,9%
Depósitos Totales	16.035	27.816	41.768	42.159	44.114	44.588	45.995	47.097 ****	12,8%	58,8%
Depósitos a la Vista	7.342	15.471	22.301	20.388	22.212	22.208	22.709	23.844 ****	6,9%	50,9%
Depósitos de Ahorro	4.724	7.235	9.922	9.954	10.135	10.356	9.214	9.216 ****	(7,1)%	28,4%
Depósitos a Plazo	3.969	5.109	9.545	11.817	11.766	12.024	12.810	12.807 ****	34,2%	91,7%
TASAS DE INTERES				Porcentaje Anual						
Overnight (Min - Max)	1,6-100,0	0,3-54,0	0,2-56,0	0,3-4,4	0,4-8,8	0,3-6,6	0,2-22,0	0,1-14,0	-	-
Overnight (Promedio)	28,6	12,0	3,3	0,4	1,6	0,6	2,4	2,4	(289)	(24)
Activa (6 principales Bancos)	37,08	24,05	17,06	16,30	16,04	16,48	15,45	16,48	48	(120)
Plazo 90 Días (6 principales Bancos)	28,29	17,58	12,93	13,55	12,37	12,39	12,46	11,44	(306)	(167)
Libor 90 Días	1,4	1,2	2,6	2,8	2,9	3,1	3,2	3,3	77	202
GOBIERNO CENTRAL 2/				Millardos de Bolívares						
Ingresos Totales	30.543	45.230	65.191	5.268	9.226	9.405			11,6 %	55,2 %
Ingresos Ordinarios Petroleros	11.323	15.543	23.083	1.584	1.777	3.770			21,0 %	75,0 %
Ingresos Ordinarios No Petroleros	8.939	11.470	22.333	2.329	2.018	3.239			24,3 %	37,1 %
Ingresos Extraordinarios	10.281	18.217	19.776	1.355	5.431	2.396			(11,4)%	55,0 %
Endeudamiento Interno	5.391	13.273	15.136	1.112	1.803	2.372			(1,3)%	426,3 %
Endeudamiento Externo	202	224	116	9	20	0			(99,6)%	(98,1)%
Otros	4.688	4.719	4.524	251	3.608	24			(92,3)%	(97,8)%
Egresos Totales	30.552	43.493	61.607	4.920	5.159	6.607			(4,6)%	22,1 %
Egresos Ordinarios	21.894	31.521	51.395	4.274	3.974	5.760			(5,8)%	27,9 %
Amortización Total Deuda Pública	8.657,3	11.971,8	10.212,1	646	1.185	847			4,0 %	(6,6)%
Amortización Deuda Pública Interna	6.002	9.275	6.896	523	1.047	535			(32,6)%	6,6 %
Amortización Deuda Pública Externa	2.655	2.697	3.316	123	137	312			1.386,1 %	(23,0)%
Colocación Efectiva Bonos DPN+Letras	3.488	15.535	18.289	2.027	1.803	2.385	889	1,427 *	17,4%	15,0%
Endeudamiento Neto Bonos DPN	(1.495)	4.954	5.117	1.508	795	1.484	(49)	492 *	106,1%	(297,6)%
Endeudamiento Neto Letras del Tesoro	6	730	(239)	116	(68)	328	(205)	48 *	(224,6)%	(72,0)%
Rendimiento Efectivo Promedio Ponderado Bonos DPN										
60-360 Días	47,10	47,81	17,50						-	-
361-1080 Días	52,71	35,11	15,90	14,96			14,15		(58)	(169)
1081-1800 Días	-	31,65	15,20	14,28	14,19	14,13	13,93	13,64 *	(103)	(169)
Rendimiento Promedio Ponderado Letras del Tesoro										
60-80 Días	34,84	21,59	11,82		11,09	11,05	10,92	10,89 *	1.089	(68)
81-110 Días	37,44	23,26	11,77	11,21	11,15	10,97	10,95	10,98 *	(82)	(66)
111-150 Días	38,12	17,22	11,89	11,20		11,59	11,02	11,38 *	(12)	(56)
151-180 Días	37,76	28,12	13,26	12,09	12,05	11,70	10,97	11,84 *	(29)	1.184
181-269 Días	39,62	27,80	14,63	13,42	13,02	12,07	12,02	11,99 *	(96)	(209)
INDICE DE PRECIOS	Variación % Dic-Dic				Variación % Mensual					
Consumidor	31,2	27,1	19,2	1,9	0,2	1,2	1,3		4,7 %	15,8 %
Alimentos y Bebidas no Alcohólicas	39,5	36,3	28,4	3,2	(1,9)	0,3	0,7		2,2 %	19,4 %
Bebidas Alcohólicas y Tabacos	34,8	38,8	19,9	0,8	0,2	0,5	2,3		3,8 %	13,4 %
Vestido y Calzado	18,0	24,4	13,7	0,9	(0,1)	0,6	2,5		3,8 %	12,5 %
Alquiler de Vivienda	15,8	10,6	8,4	0,3	0,6	0,6	0,4		2,0 %	7,2 %
Servicios de la Vivienda excepto Teléfono	25,1	25,4	15,0	0,8	2,0	3,5	(0,5)		5,9 %	14,8 %
Equipamiento del Hogar	32,8	30,5	19,9	0,8	0,9	0,9	2,0		4,7 %	15,7 %
Salud	29,3	23,2	16,2	2,8	1,8	1,2	1,3		7,3 %	16,5 %
Transporte	43,1	37,7	24,2	2,4	0,7	2,7	3,1		9,2 %	19,4 %
Comunicaciones	44,5	12,0	6,0	2,9	1,2	0,7	(0,2)		4,6 %	9,4 %
Esparcimiento y Cultura	38,0	38,8	13,0	1,9	0,3	2,5	1,7		6,7 %	9,0 %
Servicio de Educación	19,4	10,3	17,3	0,0	0,7	0,0	0,4		1,1 %	17,1 %
Restaurantes y Hoteles	28,5	37,8	26,6	1,5	2,0	2,5	1,6		7,8 %	24,6 %
Bienes y Servicios Diversos	36,7	27,0	12,3	1,3	0,8	1,2	3,1		6,5 %	12,3 %
Núcleo Inflacionario 3/	31,2	37,9	21,1	1,8	0,8	1,6	2,3		6,8 %	17,3 %
Producción Manufacturera Privada	44,9	33,8	26,0	1,1	0,6	3,3	1,7		6,9 %	17,3 %
Al Mayor	53,5	48,9	22,4	1,5	1,2	2,8	1,6		7,1 %	17,2 %
Nacional	47,2	51,1	22,4	1,7	1,3	2,5	1,3		7,0 %	19,2 %
Importado	76,5	42,3	22,5	0,9	0,8	3,5	2,2		7,6 %	11,5 %
Insumos Construcción al Mayor	57,5	42,6	41,6	0,7	1,6	6,1	1,5		10,1 %	28,4 %
MERCADO DE CAPITALES										
Acciones Negociadas Prom. Diario (MM)	7,1	8,9	10,0	3,9	4,4	12,2			(9,0)%	121,8%
Volumen Promedio Negociado (MM Bs.)	570,7	1.264,7	4.925,8	1.880,5	15.497,3	2.795,5			(79,4)%	82,8%
Capitalización de Mercado (MMM US$)	4.836,0	8.078,0	9.221,0	9,1	9,3	8,1			(12,1)%	(2,5)%
Indice Compuesto BVC	8.105,2	22.204,0	29.952,0	29.303,0	30.389,0	28.977,0			(3,3)%	9,0%
Indice Compuesto Merinvest (Dic 2004=100)	26,8	71,2	100,0	98,2	103,1	100,3			0,3%	16,3%
Indice Compuesto Merinvest US$ (Dic 2004=100)	38,9	85,5	100,0	98,2	103,1	89,5			(10,5)%	3,9%

*/Cifras al 27/05, **/Cifras al 26/05, ***/Cifras al 20/05, ****/Cifras al 13/05.

Nota: 1/ Las cifras de Comercio Exterior son del Instituto Nacional de Estadística. Las importaciones no incluyen las del sector petrolero.

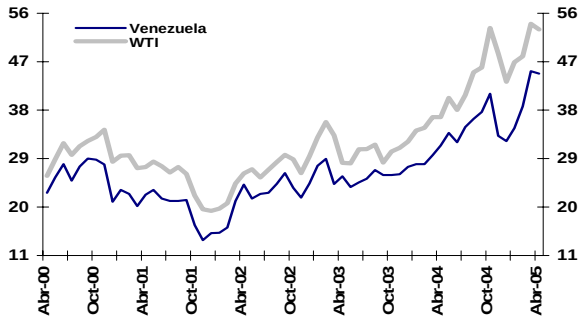
2/ Cifras suministradas por el Banco Central de Venezuela.

3/ Nucleo Inflacionario: Excluye del cálculo del IPC aquellos bienes sujetos a factores estacionales y de control de precios.

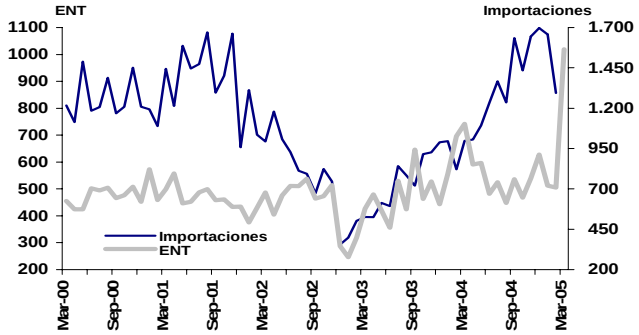
Fuente: Ministerio de Finanzas, Banco Central de Venezuela, Reuters, Instituto Nacional de Estadística, Bloomberg y Cálculos Propios

Indicadores Económicos

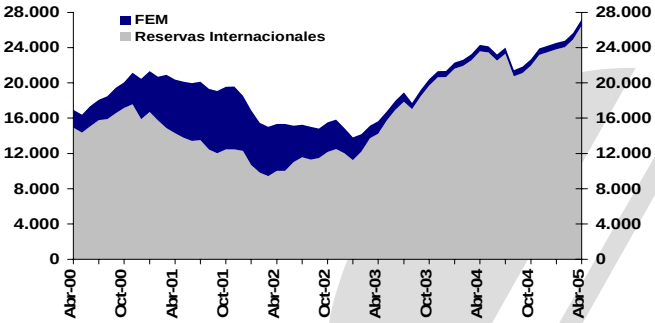
Precio Petrolero
(US$/bl)



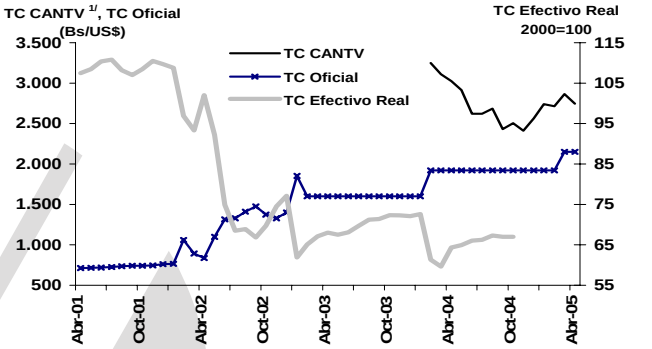
Exportaciones No Tradicionales (ENT) e Importaciones (MMUS$)



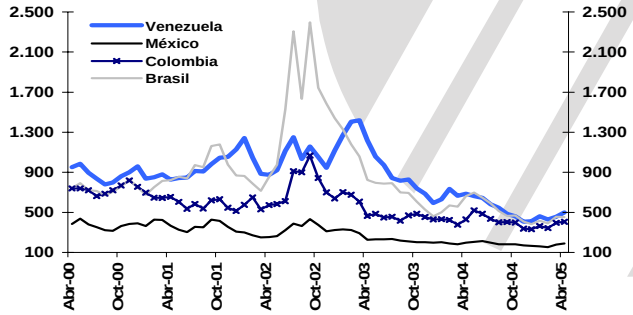
Reservas Internacionales y FEM
Millones US$



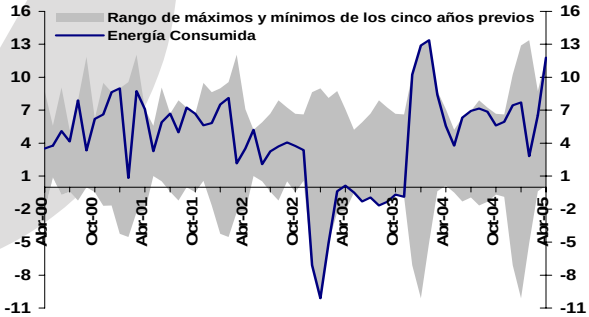
Tipo de Cambio



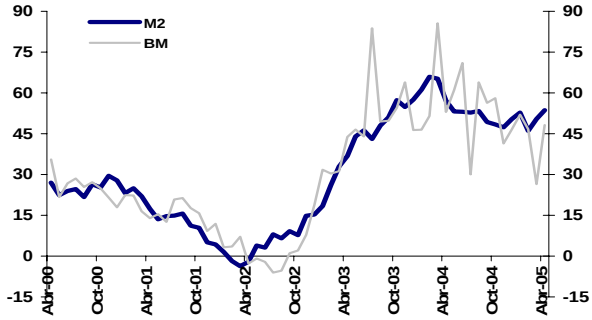
Spread Soberanos. Diferenciales EMBI+
Puntos Básicos



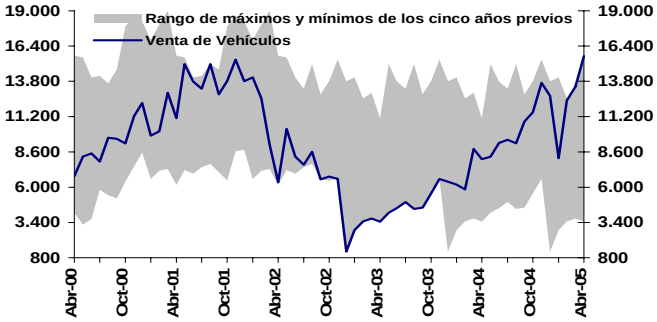
Energía Consumida Sist. Interconectado Nac.
Var. % t/t-12



Agregados Monetarios
Var. % t/t-12



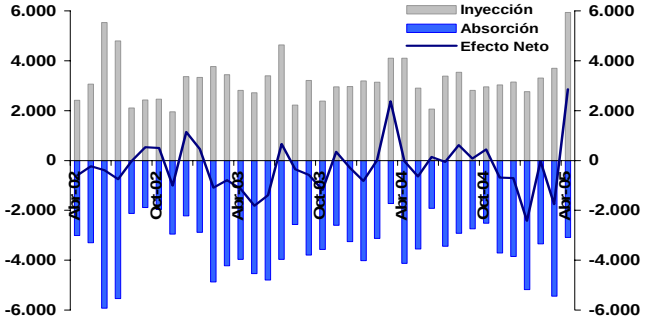
Venta de Vehículos
Unidades



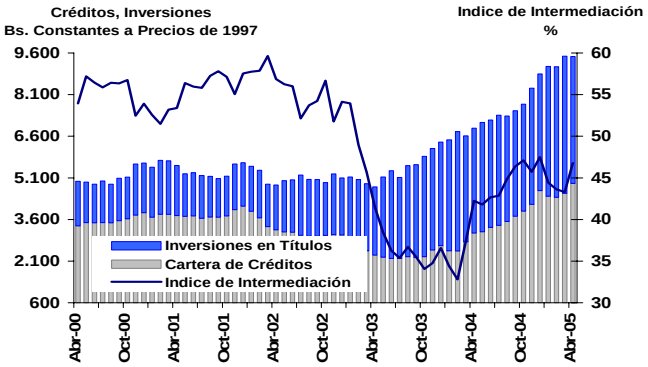
Nota: t/t-12: Variación del mes con respecto al mismo mes del año anterior. EMBI+: Emerging Market Bond Index, registra el retorno total de ganancias en precio y flujos por intereses, producto de la negociación de instrumentos de deuda externa de mercados emergentes. 1/ Siete veces el valor de la acción en el BVC entre el valor del ADR en la Bolsa de Nueva York.
Fuente: BCV, Reuters, Bloomberg, INE, MEM, Cavenez, FMI, OPSIS y Cálculos Propios

Indicadores Económicos

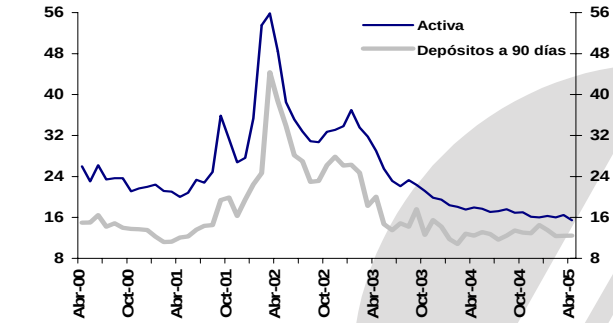
Operaciones de Mercado Abierto.
Repos+CD+Compra con Pacto de Reventa. Millardos Bs.



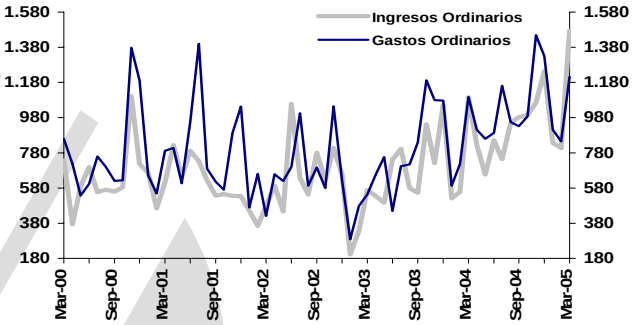
Banca Comercial y Universal



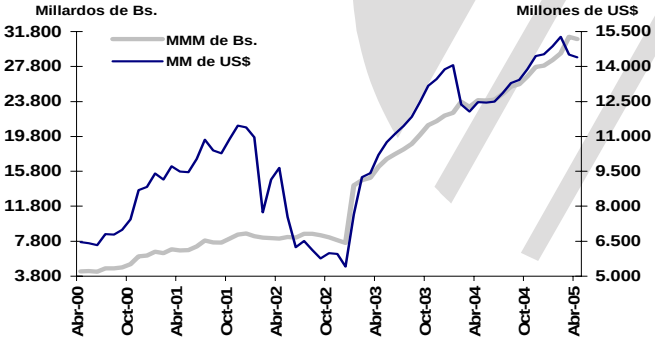
Tasas de Interés. Seis Principales Bancos
%



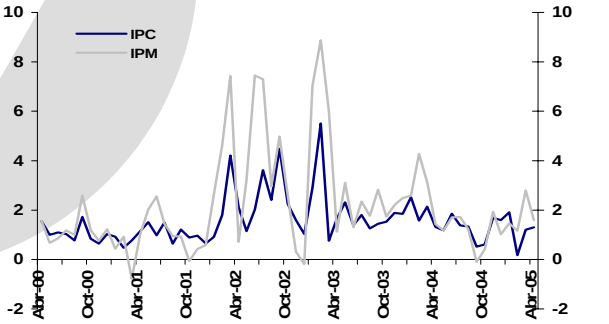
Gobierno Central
Bs. Constantes a Precios de 1997



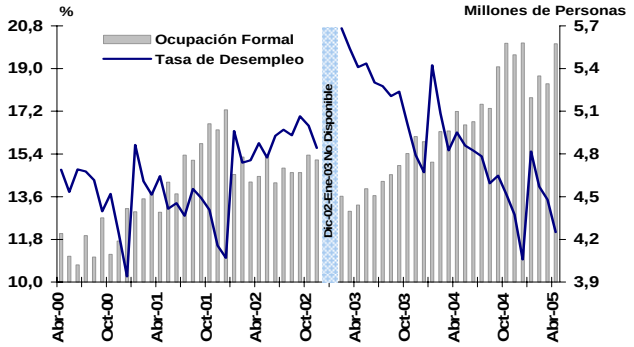
Stock Deuda Pública Interna
Bonos DPN y Letras del Tesoro



Inflación
% (t/t-$_1$)



Mercado de Trabajo
% y Millones de Personas



Sector Real y Externo

Var. %	2002	2003	2004	I 2005*
PIB Total	-8,9%	-7,7%	17,9%	7,9%
PIB Petrolero	-14,2%	-1,9%	11,6%	1,0%
PIB No Petrolero	-6,0%	-7,5%	17,8%	9,3%
Consumo Privado	-7,1%	-4,6%	16,6%	12,2%
Inversión	-18,4%	-36,7%	43,0%	38,8%
(Millones US$)				
Balanza Comercial	13.421	16.483	21.430	6.364
Cuenta Corriente	7.599	11.448	13.830	4.620
Cuenta Capital	-9.243	-4.953	-8.971	-2.246
Balanza de Pagos	-4.427	5.443	1.898	1.720

Nota: t/t-$_1$: Variación del mes con respecto al mes anterior, (*) Corresponde al Primer Trimestre del año 2005.
Fuente: BCV, Balances de Publicación de Instituciones Financieras, INE y Cálculos Propios