



Munich Personal RePEc Archive

Presión en el mercado cambiario para el caso venezolano (1984-2003)

Pedauga, Luis Enrique and Noguera, Carlos

Banco Central de Venezuela, Universidad Central de Venezuela

December 2006

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/14294/>
MPRA Paper No. 14294, posted 27 Apr 2009 07:05 UTC

PRESIÓN EN EL MERCADO CAMBIARIO PARA EL CASO VENEZOLANO (1984-2003)

Luis Enrique Pedauga¹
Carlos Noguera²

RESUMEN

Esta investigación presenta una propuesta para medir el indicador de presión del mercado cambiario para el caso de Venezuela, haciendo uso de análisis de componentes principales. Por su parte, se presenta un modelo monetario ampliado con la riqueza del sector no financiero y la dinámica entre las tasas de interés domésticas y foráneas, para contrastar empíricamente, a través de método econométrico de retardos distribuidos, los determinantes de la presión del mercado cambiario venezolano dentro de la dinámica de la política monetaria en Venezuela entre los años 1984 y 2003.

PALABRAS CLAVES: Presión en el mercado cambiario, intervención en el mercado cambiario, determinantes monetarios, Análisis de Componentes Principales y Análisis de Regresión con retardos distribuidos.

1/ Oficina de Investigaciones Económicas, Banco Central de Venezuela, Av. Urdaneta. Esq. de Carmelitas, Edificio Sede, Piso 2, Caracas, Venezuela. Teléfonos: 58-212-5883; Fax: 58-212 -801-5498. E-mail: lpedauga@bcv.org.ve

2/ Especialización Análisis de Datos en Ciencias Sociales, Facultad de Ciencias Económicas y Sociales, Escuela de Estadística, Universidad Central de Venezuela., Ciudad Universitaria, Caracas, Venezuela. Teléfono: 58-212- 6052517.

Las ideas y opiniones contenidas en este documento son de exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente coinciden con las del Banco Central de Venezuela.

1. INTRODUCCIÓN

La necesidad de un indicador de presión del mercado cambiario para el caso de Venezuela, está motivada por la necesidad de disponer de indicadores que permitan describir cómo los desequilibrios monetarios han presionado al mercado de divisas en Venezuela, además de abrir la posibilidad de incorporar estos resultados a la discusión y diseño en futuras decisiones entorno a la elección y normativa de un nuevo régimen cambiario

Como lo señala Weymark (1995), a partir del colapso del sistema de Bretton Woods en 1977 las economías del mundo se vieron en la necesidad de buscar regímenes cambiarios alternativos a los de tipo de cambio fijo, y en consecuencia, enfrentaron el problema de estudiar las nuevas dificultades que acarrearón la adopción de los esquemas de flotación (las desviaciones persistentes de la paridad del poder de compra y la excesiva volatilidad de los mercados cambiarios). Ante esta situación, surge también en esta década, un interés por conocer cómo en esquemas de mayor flexibilidad, las autoridades monetarias pueden remover a través de variaciones combinadas del tipo de cambio y de las reservas internacionales los desequilibrios en el mercado monetario (Pineda, 2003).

Este interés por conocer los desequilibrios monetarios ha dado origen a los indicadores de *presión del mercado cambiario*, concepto que bajo el enfoque del análisis de componentes principales, se pretende incorporar al estudio del mercado cambiario, ya que es reconocido que Venezuela no ha estado ajena a este problema, surgido del abandono del esquema de cambios fijos en 1983 (Belisario et al. 2000). Además, nuestro país ha servido de escenario para diversos esquemas cambiarios, los cuales pueden ser estudiados bajo este enfoque para conocer la evolución de las variables cambiarias frente ataques especulativos producidos por desequilibrios monetarios.

Uno de los primeros en resolver el problema de cómo estudiar los ataques especulativos sobre los mercados cambiarios fueron Girton y Roper en el año 1977, quienes propusieron una medida para la actuación de las variables claves del sector externo (reservas

internacionales y tipo de cambio) ante los desequilibrios monetarios, indicador este al que llamaron presión del mercado cambiario (*exchange market pressure*), en adelante *pmc*.

Seguidamente, en 1980 Roper y Turnovsky reconocen que las tensiones a las que se encontraban sometidos los sectores externos de los países también podían ser aliviadas por medio de intervenciones directas sobre el mercado monetario, a través de operaciones de mercado abierto, por lo que incorporan a la medida de Girton y Roper el diferencial de tasas de interés.

En Pineda (2002), se recogen las críticas a estos enfoques, que cuestionaban la dependencia de este indicador respecto al modelo monetario simple inicialmente presentado. Frente a esta debilidad, Weymark (1995) propone una definición general a la medida de presión, en la que un parámetro de elasticidad permite convertir las variaciones de las reservas internacionales equivalente a las variaciones del tipo de cambio, pero dependiendo esta elasticidad de la estructura particular de un modelo teórico de la economía.

Frente a esta primera crítica, Eichengreen, Rose y Wyplosz (1996), proponen una medida empírica no teórica, en el que haciendo uso de métodos de ponderación de volatilidades suavizadas (*volatility-smoothing weights*) combinan las variables de *pmc* mediante las propiedades estadísticas de las series observadas en el tiempo.

Trabajos recientes como el de Pentecost, Van Hooydonk y Van Poeck (2001), siguiendo la línea de trabajo de Eichengreen et al (1996), proponen usar la técnica de análisis de componentes principales como un método alternativo para ponderar las variaciones del tipo de cambio, reservas internacionales y tipos de interés, asegurando que la selección de los pesos de las variables recogen la mayor proporción de la varianza del sistema, y en el que además, ninguno de los elementos domine la determinación de la *pmc*.

Como lo resume Tanner (2000) las aplicaciones a los modelos de *pmc* ha sido ampliamente desarrollado, reportando los trabajos de Connolly y Da Silveira (1979) para Brazil; Brissimis y Leventakis (1984) en lo referente a Grecia; Wohar y Lee (1992) para Corea; y Burkeett y Richards (1993) en Paraguay. Por su parte, y más recientemente, encontramos los trabajos

de Baig, Narasimhan y Ramachandram en el año 2003 para la India y el de Ahluwaia (2000) para varios países.

En cuanto al modo en que los choques externos han afectado a la economía venezolana, el trabajo de Hausmann (1990) resulta de interés, ya que introduce la dinámica petrolera en el análisis de los desequilibrios monetarios. Por su parte, estudios como los de Cartaya, Roo y Sánchez (1997) y Arreaza, Fernández y Delgado (2000), examinan los determinantes de la demanda de dinero con modelos que incluyen variables de apertura económica, pero dejando abierta la pregunta de cómo estas variables afectan el funcionamiento de los regímenes cambiarios ante ataques especulativos en Venezuela.

En este sentido, los modelos presentados por Guerra, Rodríguez y Sánchez (2000) analizan los distintos mecanismos de transmisión de la política monetaria y Guerra y Zavarce (2000) evalúan el grado de movilidad de capitales en Venezuela, preparando el camino para estudios de presión del mercado cambiario como el de Pineda (2002), quien recurriendo a la propuesta de Weymark, estima una medida de *pmc* para la trayectoria de la política cambiaria con data anual entre 1949 y 2001. Este autor, encuentra que el uso de este índice contribuye favorablemente al análisis coyuntural y econométrico de los regímenes cambiarios acaecidos en nuestro país.

El resto de esta propuesta se organiza de la siguiente forma: en el capítulo 2 se presentan los conceptos más asociados a la presión del mercado cambiario y sus determinantes; en el capítulo 3, se exponen el modelo teórico de los determinantes de la presión en el mercado cambiario presentando un modelo monetario ampliado con la riqueza del sector no financiero y la dinámica entre las tasas de interés domésticas y foráneas, el capítulo 4 muestra los resultados de la medición de presión cambiaria así como el análisis de los resultados, en el capítulo 8 se presentan los resultados de la estimación de los determinantes que explican la presión en el mercado cambiario en Venezuela; y finalmente en la última sección se presentan las conclusiones.

2. PRESION DEL MERCADO CAMBIARIO

Como ya se mencionó, Girton y Roper (1977) proveen para regímenes cambiarios de tipo intermedio, el término de *presión de mercado cambiario*, para presentar la magnitud de los desequilibrios en los mercados de dinero que requieren ser removidos a través de las salidas de reservas internacionales y variaciones del tipo de cambio. De acuerdo a estos autores, esta medida resulta de la suma simple de la depreciación del tipo de cambio y de las salidas de reservas internacionales, es decir:

$$pmc = \hat{e} + \hat{r} \quad (1)$$

donde \hat{e} es la variación del tipo de cambio y \hat{r} corresponde a los cambios de nivel en las reservas internacionales, escaladas estas últimas por el dinero primario.

La idea inicial de *pmc* presentada por Girton y Roper, desarrolla una idea intuitiva del problema de los ataques especulativos en el contexto de un modelo monetario simple. Ante la necesidad de contar con una expresión más amplia de esta magnitud, Weymark (1995) propone una definición más amplia que pueda ser usada en otros modelos, en el que se reconocer que la presión del mercado cambiario es el excedente total de demanda de moneda doméstica en los mercados internacionales, medido como los cambios en el tipo de cambio nominal necesarios para remover estos excesos, ante la ausencia de intervenciones en el mercado cambiario, dadas las expectativas generadas por la política cambiaria actualmente implementada.

Siguiendo la propuesta de Eichengreen et al. y de Pentecost et al., la medición de presión de mercado cambiario preparada en esta investigación recoge las variaciones del tipo de cambio, los cambios en nivel de las reservas internacionales y el diferencial de tasas de interés domésticas y foráneas de corto plazo, como se representa a continuación:

$$pmc = \hat{e} + (\Delta i_m - \Delta i_m^*) - \hat{r} \quad (2)$$

En esta expresión, Δi_m indica los cambios de tasas de interés doméstica y Δi_m^* los cambios en las tasas foráneas, ambas en el corto plazo. Los signos esperados en el diferencial de tasas y las variaciones del tipo de cambio son positivos, indicando que las presiones cambiarias pueden ser aliviadas mediante una combinación de depreciación, incrementos del diferencial de tasas (en el corto plazo) y pérdida de reservas internacionales, que se espera este último resulte con signo negativo.

Dado que las tres variables recogidas por la ecuación (2) recogen diferentes varianzas, podemos asegurar a través del análisis de componentes principales que ninguna de estos elementos domine la medición de la *pmc*. Esta técnica, que se profundizará con mayor detalle en capítulos posteriores, permite estimar tres combinaciones lineales incorrelacionadas de las variables originales, previamente estandarizadas. En términos del ACP, la primera combinación lineal o primer componente, recoge la mayor proporción de la varianza del conjunto de datos, y su interpretación, como se indicó con anterioridad corresponde a Pentecost et al. (2001), quien reconoce que esta medida resume la información necesaria, contenida en las variables, para conformar la medida de presión del mercado cambiario.

La información obtenida de la medida de *pmc*, como lo propone Weymark (1995), puede ser utilizada para derivar un indicador del grado de intervención por parte de la autoridad monetaria, el cual resulta de medir la proporción de la presión del mercado cambiario aliviada por la pérdidas de reservas internacionales ajustadas. Esta medida es la siguiente:

$$\varpi_t = \frac{\eta \hat{r}_t}{pmc} \quad (3)$$

donde ϖ_t es la medida del grado de actividad de intervención en el mercado cambiario, el cual presenta un rango de $-\infty$ a $+\infty$, presentándose según lo señalado por Pineda (2002), las siguientes posibilidades asociadas a la estrategia de intervención:

- a) $\varpi_t < 0$ Para estos resultados, la autoridad magnifica las tendencias impuestas por las presiones del sector privado, ya que si hay presiones a la apreciación, la autoridad reacciona vendiendo divisas (Frenkel y Froto, 1990). Encontrar estos resultados en la estrategia de intervención por parte de la autoridad monetaria resulta contraria a lo señalado por la literatura de intervención óptima en economías abiertas y pequeñas.
- b) $\varpi_t = 0$ Esta situación corresponde a los regímenes de flotación pura, en el que las reservas se mantienen inalteradas ante cualquier presencia de presión en el mercado de divisas.
- c) $\varpi_t \in (0,1)$ Este es el rasgo característico de los regímenes intermedios, en los que la intervención por parte del banco central solo absorbe una parte del desequilibrio del mercado cambiario.
- d) $\varpi_t = 1$ Para esta situación, es común encontrarnos en los regímenes de tipo de cambio fijo, en el que toda la presión en el mercado de divisas es absorbido por las variaciones de las reservas internacionales.
- e) $\varpi_t > 1$ Por último, en este caso la autoridad monetaria mueve al tipo de cambio en contra de sus fundamentos, posiblemente para demostrarle a los agentes económicos no sólo cual es su objetivo de tipo de cambio, sino también la capacidad de imponer su política ante choques transitorios en los fundamentos y/o pérdida de credibilidad en el sostenimiento de dichas políticas.

3. MODELO MONETARIO DE LA DETERMINACIÓN DE LA PRESIÓN EN EL MERCADO CAMBIARIO

La formulación del modelo se basará en los lineamientos teóricos tradicionales presentados por Eichengreen et al. (1994), en el que la presión del mercado cambiario se deriva de un modelo monetario ampliado con la riqueza del sector no financiero y la dinámica entre las tasas de interés domésticas y foráneas en el corto plazo.

La demanda doméstica de saldos de dinero real se halla directamente relacionada con el nivel de ingreso real, el stock de la riqueza del sector privado no financiero y del retorno mismo de los saldos de dinero nominal. Este último efecto, refleja el hecho de que la mayor parte del dinero es mantenido en la forma de depósitos bancarios que genera una baja pero positiva tasa de interés. La demanda de saldos de dinero real también depende inversamente de los rendimientos de los principales activos alternos, los cuales están conformados en este modelo por los bonos denominados en moneda local y foránea, con rendimientos nominales i e i^* , respectivamente. Que expresado en forma log lineal queda de la siguiente manera:

$$m - p = \alpha y + \beta w + \nu i_m - \gamma i - \delta i^* \quad (4)$$

donde m es el logaritmo de la oferta de dinero nominal, p es el logaritmo del nivel de precios, y es el logaritmo del nivel del producto interno bruto real, w es el logaritmo de la riqueza del sector privado no financiero y, i_m es la tasas de interés de corto plazo de los saldos de dinero nominal. La elasticidad ingreso de la demanda de dinero real corresponde a α ; β es la elasticidad riqueza de los saldos de dinero; y ν , γ y δ , son las semi – elasticidades, la primera con respecto al dinero mismo, la segunda en relación con los rendimientos de los activos sustitutos en moneda local y la tercera a los rendimientos en moneda foránea.

La oferta de dinero doméstica, M , está compuesta por el crédito doméstico, D , y las reservas internacionales R , por lo tanto, asumiendo que el multiplicador monetario es constante e igual a la unidad, tenemos:

$$M = D + R \quad (5)$$

Tomando las tasas de variación logarítmicas de las ecuaciones (4) y (5), y asumiendo equilibrio continuo en el mercado de dinero, se puede obtener:

$$\hat{m} = \hat{d} + \hat{r} = \hat{p} + \alpha\hat{y} + \beta\Delta i_m + \nu\hat{w} - \gamma\Delta i - \delta\Delta i^* \quad (6)$$

donde $\hat{d} = (D/M)(\partial \log M / \partial t)$, $\hat{r} = (R/M)(\partial \log R / \partial t)$ y Δ denota las primera diferencia. La ecuación (6) expresa que la tasa de crecimiento de la oferta de dinero es igual a la tasa de crecimiento de la demanda de dinero.

El mercado de dinero foráneo se asume tiene una estructura idéntica al mercado de dinero doméstico, por lo tanto podemos escribir:

$$\hat{m}^* = \hat{d}^* + \hat{r}^* = \hat{p}^* + \alpha\hat{y}^* + \beta\Delta i_m^* + \nu\hat{w}^* - \gamma\Delta i^* - \delta\Delta i \quad (7)$$

donde γ denota la semi – elasticidad de la demanda de dinero con respecto a la tasa de interés local, mientras que la δ denota la misma elasticidad pero con respecto a la tasa de interés foránea. Se asume que los bonos domésticos son mejores sustitutos del dinero doméstico que los bonos foráneos, por tanto se espera que $\gamma > \delta$.

Los mercados de dinero doméstico y foráneo, están vinculados por la paridad del poder de compra (PPP), tal que:

$$E = Q \left(\frac{P}{P^*} \right) \quad (8)$$

Esta expresión establece que el tipo de cambio nominal E, depende del nivel de precios relativos, pero también del tipo de cambio real Q. Este último, es determinado por factores

reales y se asume exógeno en este modelo. La ecuación (8) por lo tanto puede ser escrita en términos de la paridad de poder de compra relativa:

$$\hat{e} = \hat{p} - \hat{p}^* + \hat{q} \quad (9)$$

Esta especificación permite desviaciones de la paridad de poder de compra, lo cual es consistente con la evidencia empírica encontrada por Holmes (2001) y Rodríguez et al. (2002) para países latinoamericanos¹.

El suponer que el producto se halla en su tasa natural, resulta inapropiado en el caso de economías que han experimentado recesiones profundas, ya que durante estos períodos el producto puede ser determinado en gran medida por la demanda. Para permitir estos efectos, siguiendo a Pentecost et al. (2001), postulamos que las tasas de crecimiento relativo son reflejadas en el crecimiento relativo de la demanda, lo que a su vez depende de los cambios proporcionales en el tipo de cambio real y los diferenciales de tasas de interés doméstica y foránea. De este modo tenemos:

$$(\hat{y} - \hat{y}^*) = \phi \hat{q} - \lambda (\Delta i - \Delta i^*) \quad (10)$$

La ecuación (10) denota el impacto de una depreciación del tipo de cambio real sobre el producto, donde una mejora en la competitividad doméstica o una disminución en la tasa de interés aumentan la demanda por producto doméstico, y que se espera positivo en el mediano y largo plazo. Aunque en el corto plazo puede ser negativo si el efecto de la Curva - J resulta ser dominante. Sustituyendo las ecuaciones (6) y (7) en la ecuación (9), y utilizando finalmente la expresión (10) tenemos:

$$pmc = \hat{e} + \beta (\Delta i_m - i_m^*) - \hat{r} = (\hat{d} - \hat{m}^*) + (1 - \alpha \phi) \hat{q} + (\alpha \lambda + \gamma - \delta) (\Delta i - \Delta i^*) - \nu (w - w^*) \quad (11)$$

El lado izquierdo de la ecuación (11) mide la presión del mercado cambiario de la economía doméstica, presentada en el capítulo anterior, haciendo uso de un modelo

¹ El trabajo de Holmes (2002): “*Principal Components, Stationarity, and new evidence of purchasing power parity in developing countries*”, resulta en especial interesante, por incorporar en este tipo de estudios la técnica del análisis de componentes principales.

ampliado con el efecto riqueza, la cual es medida a través de las variaciones en el tipo de cambio nominal, reservas internacionales, y en contraste con Girton y Roper (1977) y Weymark (1995), incluye además también los cambios en el diferencial de tasa de interés de corto plazo en el mercado de dinero. Esta última variable se incluye en la medición de la presión ya que las autoridades monetarias aumentan las tasas de interés de corto plazo, con la finalidad de incrementar la demanda de saldo nominales de dinero doméstico, para con esto reducir el exceso de demanda por divisas, por ende reducir la presión del mercado cambiario (Eichengreen et al., 1994). En la ecuación (11) el signo esperado del diferencial de tasas de interés de corto plazo es positivo, indicando que la presión en el mercado cambiario puede ser aliviada por una mezcla de depreciación, pérdida de reservas internacionales e incrementos en el diferencial de tasas de interés internas y externas.

El resto de la ecuación (11) señala que la presión del mercado cambiario puede ser explicada por cambios en la política monetaria, a través de cambios en la tasa de interés de largo plazo, la acumulación de riqueza y cambios del tipo de cambio real. Así mismo, se advierte que un crecimiento acelerado en la expansión monetaria incrementa las presiones, frente a los incrementos de riqueza de los sectores no financieros, que la alivian.

La justificación de usar esta formulación para Venezuela la encontramos en Arreaza et al (2000), en el que se señala que cualquier acción de política económica orientada a afectar la dinámica del tipo de cambio, alterará también el comportamiento del dinero real. Así mismo, estos autores encuentran evidencias a favor de que las expectativas desfavorables en los agentes económicos sobre el nivel del tipo conllevan a reajustes de portafolios a favor de activos externos, implicando en este sentido presiones en el mercado cambiario.

En este mismo orden de ideas, Cartaya et al (1997) y junto con el desarrollo de Arreaza et al. encuentran que estudiar el comportamiento de la demanda de dinero en Venezuela usando el dinero real, el producto real, el tipo de cambio nominal, la inflación, la tasa de interés interna y la tasa de interés externa resulta en relaciones robustas de estos agregados, por lo que analizar bajo este enfoque las variables de apertura, tipo de cambio y tasa de interés externa resulta teóricamente coherente.

4. MEDICIÓN DE LA PRESIÓN EN EL MERCADO CAMBIARIO EN VENEZUELA

Los datos utilizados para la construcción del indicador de presión del mercado cambiario, pmc , hacen uso del tipo de cambio, \hat{e} , medido como el precio en moneda doméstica necesario para adquirir una unidad de dólar americano; los niveles de reservas internacionales, \hat{r} , medido en dólares americanos; y el diferencial de tasas de interés domésticas y foráneas de corto plazo, $\Delta i - \Delta i^*$. Debido a que el objetivo de esta investigación es conocer cómo los desequilibrios en el mercado de dinero son removidos por estas variables, las mismas fueron transformadas en las medidas del diferencial logarítmico natural, exceptuando el diferencial de tasas, de la cual se obtuvieron sus primeras diferencias.

Tabla 1
Estadísticas descriptivas de las variables
de medida de Presión del Mercado Cambiario (pmc)
Muestra: 1984:01 - 2003:12

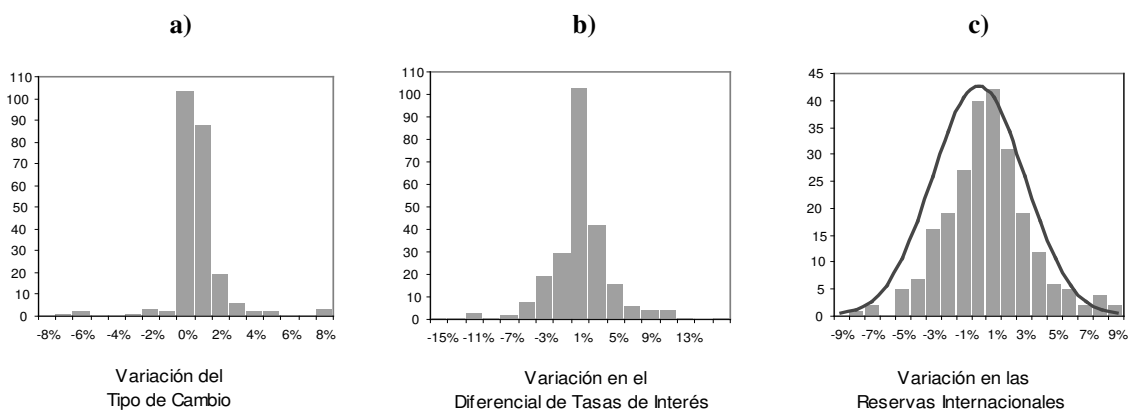
Variable	Promedio	Desv. Estándar	Curtosis	Asimetría
Variación del Tipo de Cambio	1,10%	4,54%	35,04	5,36
Variación del Diferencia de Tasas	0,04%	3,86%	5,35	0,02
Variación de Reservas Internacionales	0,15%	2,90%	1,06	0,32

Fuente: Cálculos propios.

De la tabla 1 se desprende que en este lapso de tiempo, el tipo de cambio en promedio se ha depreciado a una tasa superior al uno por ciento mensual, advirtiéndose un fuerte predominio en las variaciones positivas sobre las negativas (coeficiente de asimetría igual a 5,36). Estas medidas sobre la distribución de la serie, ponen en evidencia que la pérdida de valor en el precio de la moneda y que los cambios extremos (eventos de devaluación) han sido los rasgos característicos de nuestro signo monetario. Además, la característica leptocúrtica en la distribución (curtosis igual a 35,04), es evidencia de los prolongados regímenes de control de cambios vividos luego del abandono en el año 1983 del esquema de cambios fijos (figura 1 – a).

Al analizar los cambios en el diferencial de tasas de interés, se aprecia que la distribución tiende a ser similar a una normal, ya que posee una media y un coeficiente de asimetría cercano a cero, pero con un alto nivel de curtosis. Estos resultados expresan que los cambios en el diferencial de tasas de interés de corto plazo entre Venezuela y Estados Unidos en los últimos veinte años han presentado casos extremos con mayor frecuencia a lo normalmente esperado (figura 1 – b).

Figura 1
Distribución de Frecuencias
VARIABLES DE MEDIDA DE PRESIÓN DEL MERCADO CAMBIARIO
Muestra: 1984:01 - 2003:12



En cuanto al nivel de reservas internacionales, la distribución de las variaciones observadas tiende en promedio a ser cercana a cero, relativamente simétrica y con un grado de curtosis que presenta una moderada concentración alrededor de sus valores centrales, por lo que las variaciones en el nivel de reservas posee una distribución parecida a la de una normal (figura 1 – c).

Cuando realizamos el análisis descriptivo bivariado (tabla 2), encontramos que las correlaciones resultan bajas, pero las varianzas entre las variables resultan significativamente distintas entre ellas, por lo que construir un indicador de presión del mercado cambiario como el de Girton y Roper (1977) resultaría en un indicador dominado o sesgado por las variaciones del tipo de cambio, por ser este el que muestra la mayor volatilidad. Este problema, como lo señala Pentecost et al (2001), se resuelve usando la

técnica factorial de componentes principales, que permite obtener una ponderación para la construcción del índice que asegure que ninguna de las variables resulte dominante, los resultados de aplicar esta técnica serán mostrados en el siguiente capítulo.

Tabla 2
Presión del Mercado Cambiario (*pmc*)
Covarianzas y Correlación
Muestra: 1984:01 - 2003:12

	Matriz de Covarianzas			Matriz de Correlación		
	Variación del Tipo de Cambio	Variación del Diferencial de Tasas	Variación de Reservas Internacionales	Variación del Tipo de Cambio	Variación del Diferencial de Tasas	Variación de Reservas Internacionales
Variación del Tipo de Cambio	0,21%	0,02%	-0,01%	1	0,111	-0,077
Variación del Diferencial de Tasas	0,02%	0,15%	-0,02%	0,111	1	-0,186
Variación de Reservas Internacionales	-0,01%	-0,02%	0,08%	-0,077	-0,186	1

Fuente: cálculos propios.

Como interesa conocer el carácter transitorio de las perturbaciones sobre el mercado cambiario, se realizó el test de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), para contrastar la existencia de raíces unitarias en las series mensuales de las variables utilizadas para la construcción del índice de *pmc* (tabla 3). De aquí se concluye que las variables que participan en la construcción del indicador resultan estacionarias.

El interés de encontrar estos resultados se halla en la propiedad de tendencia común señalada por Stock y Watson (1988), ya que si las variables que participan en el análisis de componente principal son inicialmente estacionarias, se asegura que la medida de presión del mercado cambiario estimada también lo sea.

Del mismo modo, se realizó el test ADF a las variables utilizadas en el modelo de retardos distribuidos que busca conocer la influencia de los determinantes de presión del mercado cambiario venezolano planteadas en la ecuación (11) encontrando que todas resultan estacionarias.

Tabla 3
VARIABLES DE MEDIDA Y VARIABLES DETERMINANTES DE LA PRESIÓN DEL MERCADO CAMBIARIO
TEST DE DICKEY-FULLER AUMENTADO PARA DETERMINACIÓN DE RAICES UNITARIAS
MUESTRA: 1984:01 - 2003:12

Variable	Símbolo	Nº de rezagos	Constante	Tendencia	Estadístico	Conclusión
Variación del Tipo de Cambio	$\hat{\epsilon}$	0	Si	No	-15,86 ***	Estacionaria
Variación del Diferencia de Tasas corto plazo	$\Delta i_m - \Delta i^*_m$	2	No	No	-9,63 ***	Estacionaria
Variación de Reservas Internacionales	\hat{r}	4	No	No	-5,83 ***	Estacionaria
Variación del crédito doméstico	\hat{d}	0	No	No	-13,53 ***	Estacionaria
Incidencia	inc	4	Si	No	-3,95 ***	Estacionaria
Variación del tipo cambio real	\hat{q}	1	No	No	-13,18 ***	Estacionaria
Cambios del diferencial de tasas en el largo plazo	$\Delta i - \Delta i^*$	0	No	No	-13,50 ***	Estacionaria
Déficit Fiscal (1984=100)	def	0	Si	No	-14,46 ***	Estacionaria
Cuenta Corriente	cc	1	No	No	-3,30 ***	Estacionaria
Brecha del producto	bre	13	Si	No	-4,60 ***	Estacionaria

Nota: 1/ En la tabla se presentan los rezagos necesarios para garantizar que el término de error de la regresión de la variable autorrezagada reflejara independencia serial.

***** significa rechazo de la hipótesis nula "la serie no es estacionaria" al 1%.

**** significa rechazo de la hipótesis nula "la serie no es estacionaria" al 5%.

Seguindo la propuesta de Pentecost et. al. (2001), la estimación de presión de mercado cambiario se obtiene de aplicar un Análisis de Componentes Principales entre las variaciones del tipo de cambio, reservas internacionales y el diferencial de tasas de interés, encontrando que existen tres combinaciones lineales incorreladas de máxima varianza. Los resultados de esta estimación se presentan en la tabla 4, donde el primer componente

principal (42% de la varianza) definido como la medida de *pmc*, posee los signos esperados, es decir, las variaciones del tipo de cambio y el diferencial de tasas resultan positivas, y las variaciones de reservas internacionales negativas, tal como se muestra en las coordenadas del primer factor en la tabla 4. La interpretación que podemos hacer de esta variable subyacente, es que esta mide cómo las presiones cambiarias han sido aliviadas mediante una combinación de depreciación, incrementos del diferencial de tasas (en el corto plazo) y pérdida de reservas internacionales.

Tabla 4
Análisis de Componente Principal
Muestra: 1984:01 - 2003:12

Componente Principal	Autovalor	% Varianza	Coordenadas		
			Variación del Tipo de Cambio	Variación del Diferencial de Tasas	Variación de Reservas Internacionales
Primero	1,25	41,67%	0,5161	0,7174	-0,6853
Segundo	0,94	31,33%	0,8479	-0,2174	0,4109
Tercero	0,81	27,00%	0,1217	-0,6619	-0,6012

Fuente: cálculos propios,

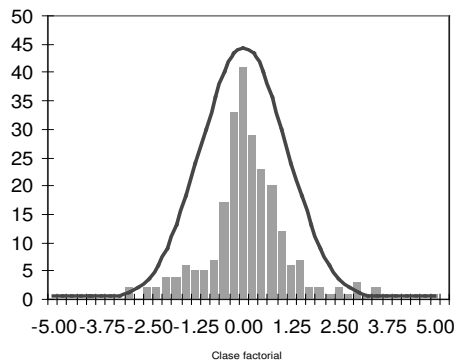
Como se aprecia en las propiedades de la medida de presión cambiaria (tabla 5 y figura 2), esta resulta con media cero (ausencia de presión) y desviación estándar igual a uno, con relativa simetría y bajo grado en el nivel de curtosis, y aunque esta nueva variable no posee una distribución normal, la misma se halla próxima a serla. La ventaja de encontrar estas propiedades, es que podemos incorporar a nuestro análisis el concepto de “crisis cambiarias”, definidas como aquellos valores que excedan a la media de *pmc* más o menos un múltiplo de desviación estándar, que asegure que los eventos sean considerados atípicos (Pentecost, 2001). Un estándar en el análisis de dos colas es seleccionar de la tabla estandarizada de la distribución normal el valor 1,645, lo que asegura que existen diferencias significativas al 10% de confianza de que la presión cambiaria sea distinta a su media cero (ausencia de presión).

Tabla 5
Estadísticas Descriptivas
Presión del Mercado Cambiario
(Primer Componente Principal)
Muestra: 1984:01 - 2003:12

Estadísticas Descriptivas	Valores
Promedio	0,000
Desv. Estándar	1,123
Curtosis	3,028
Asimetría	0,289

Fuente: cálculos propios.

Figura 2
Distribución de frecuencias
Presión del Mercado Cambiario
(Primer Componente Principal)
Muestra: 1984:01 - 2003:12



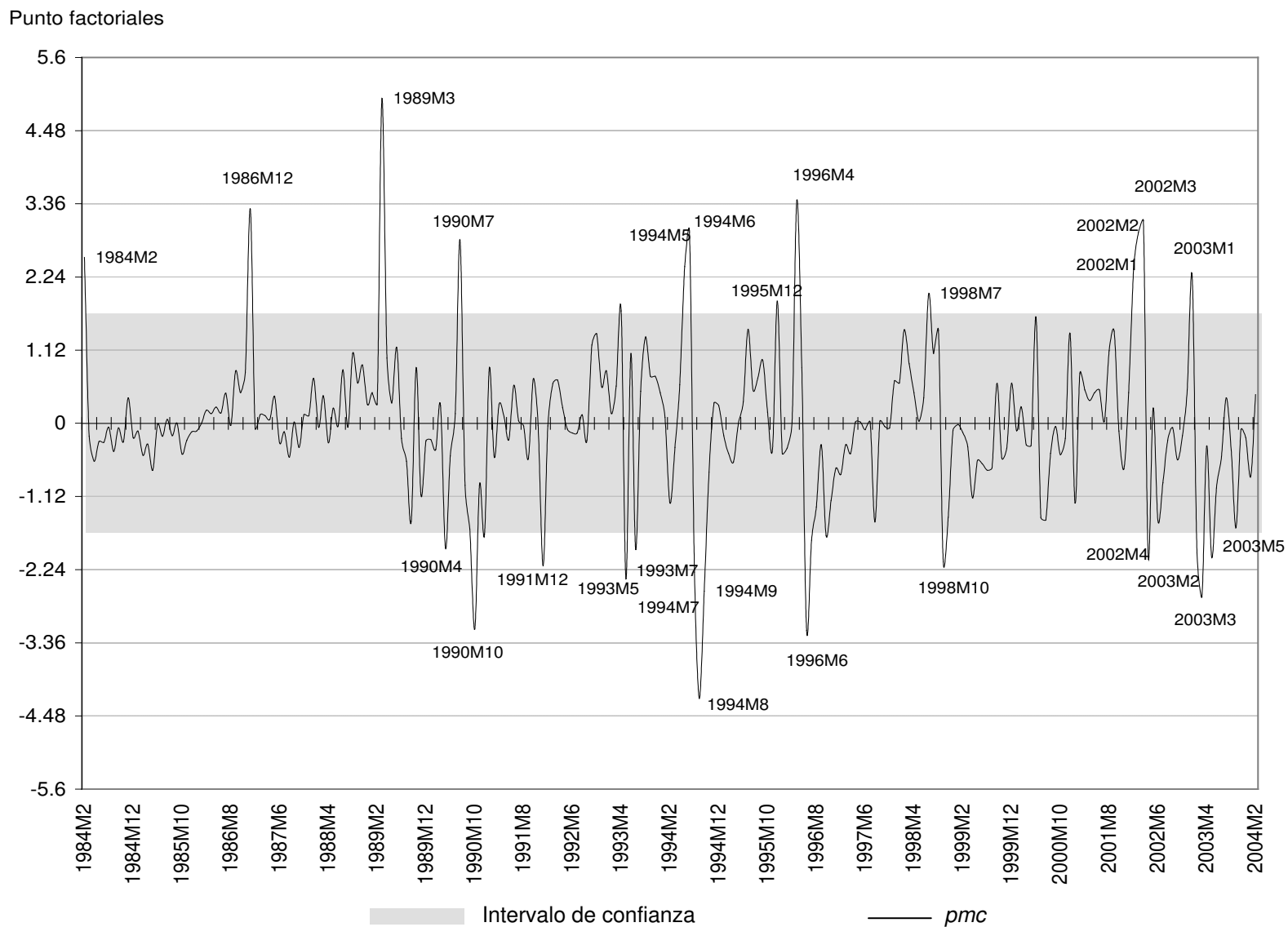
En este sentido, la figura 3 presenta la evolución del indicador de presión de mercado cambiario y la tabla 6 contabiliza el número de “crisis cambiarias” recogidas por el indicador entre enero de 1984 y diciembre de 2003. Para facilitar su análisis, la muestra se dividió en subperíodos según los regímenes cambiarios vigentes, y se conservaron los signos de la medida de *pmc*, ya que signos positivos se refieren a presiones por depreciar la moneda y signos negativos a aquellos relacionados con presiones por apreciar la moneda (Pineda, 1999).

Tabla 6
Regímenes y Crisis Cambiarias
Muestra: 1984:01 - 2003:12

Régimen Cambiario	Categoría	Período	Meses de vigencia	Crisis Cambiarias	
				(+)	(-)
Sistema de Cambio Múltiple	Controlado	Feb, 83 – Feb 89	61	2	0
Flotación Administrada	Libre	Mar, 89 – Oct, 92	46	2	3
Minidevaluaciones (<i>Crawling Peg</i>)	Libre	Oct, 92 – Abr, 94	16	0	2
Flotación Administrada con subasta de divisas	Transición	Abr, 94 – Jun, 94	4	2	0
Régimen Integral de Control de Cambio	Controlado	Jul, 94 – Abr, 96	22	2	3
Libre Flotación	Transición	Abr, 96 – Jul, 96	3	0	1
Sistema de Bandas Cambiarias	Libre	Jul, 96 – Feb, 02	68	3	1
Libre Flotación con subasta de divisas	Libre	Feb, 02 – Ene, 03	12	2	1
Régimen Administrado de Divisas	Controlado	Desde Ene, 03	12	0	3

Fuente: BCV y cálculos propios.

Figura 3
Evolución de la Presión del Mercado Cambiario
Período: 1984:01 - 2003:12



5. DETERMINANTES DE LA PRESIÓN DEL MERCADO CAMBIARIO VENEZOLANO

5.1 Especificación econométrica del modelo

Para hallar la relación cuantitativa de los principales determinantes de la presión del mercado cambiario, pmc , planteados en la ecuación (11) y descrito en el capítulo anterior, se sigue un modelo de regresión lineal de retardos distribuidos. Como uno de los objetivos de este trabajo es comparar los resultados de esta investigación con encontrados en trabajos previos se han estimado dos modelos, el primero usando como indicador de pmc la medida clásica de Girton y Roper (1977), el cual fue utilizado en el estudio con data trimestral de Pineda (2004). El segundo modelo usa la medida de presión cambiaria aplicando la técnica de Análisis de Componentes Principales (ACP) obtenida en el capítulo anterior. La información estadística mensual disponible abarca el período comprendido entre febrero de 1989 y diciembre de 2003, lapso de tiempo del cual se dispone de la información completa, tomando como fuente el *IMF's International Financial Statistics* y las bases de datos económicos preparadas por el Banco Central de Venezuela.

Las funciones para ambos modelos de pmc fueron estimadas en todas sus variables rezagadas en al menos un mes, empezando con una especificación general para todas las variables rezagadas en seis períodos. La estimación siguió un proceso de eliminación de aquellas variables con mayores retardos y con coeficientes no significativos con valores de probabilidad mayores a 0,90, hasta encontrar una especificación reducida con coeficiente de significancia máxima de 0,10. Luego, para obtener el modelo más parsimonioso se excluyeron aquellas variables que no aportaban mayor información según el *Akaike info criterion*. (tabla 15)

5.2 Análisis de los resultados de la estimación

Al examinar los resultados del modelo 1 encontramos que la medida clásica de Girton y Roper alcanza un R^2 ajustado de 0,18 al ser usado en la estimación de la ecuación (11), en la que no todas las variables propuestas resultan ser significativas. Por su parte, al diagnosticar el modelo distinguimos que la prueba de Jarque Bera rechaza la normalidad en los residuos, la prueba de White encuentra en la estimación evidencias de heterocedasticidad, solo la prueba LM de correlación serial y el estudio del estadístico Q para los residuos y sus cuadrados no indican presencia de autocorrelación (tabla 7). En este sentido, se advierte que este indicador no permite modelar satisfactoriamente los determinantes de la presión en el mercado cambiario en el período estudiado. Una de las razones que ocasionan los problemas encontrados en la estimación radican en que esta medida se halla fuertemente sesgada por la variable de mayor volatilidad, que en nuestro caso es las variaciones del tipo de cambio.

Este problema, observado sobre la expresión clásica de presión cambiaria se resuelve usando la técnica factorial de componentes principales señalada en el capítulo anterior, ya que permite obtener una construcción del índice en el que ninguna de las variables es dominante. De los resultados de aplicar esta técnica, se observa al analizar el modelo 2, se halla una mejor estimación de la ecuación (11), al alcanzar este un R^2 ajustado de 0,45, y con todas las variables propuestas teóricamente significativas. Con respecto al diagnóstico de la estimación observamos que los residuos se hallan muy próximos a estar normalmente distribuidos y se rechaza cualquier problema de heterocedasticidad y autocorrelación serial en la estimación.

Tabla 7
Estimación de la ecuación de Presión del Mercado Cambiario
Período: febrero de 1989 a diciembre de 2003

Variable	1 Modelo GR			2 Modelo ACP		
	Coefficiente	Estadístico	P-valor	Coefficiente	Estadístico	P-valor
<i>Constante</i>	0,03887	3,68	0,00030	-9,54730	-6,21	0,00000
<i>pmc</i> _{t-1}				0,21856	3,37	0,00090
\hat{d} _{t-2}	0,07702	1,69	0,09220			
\hat{d} _{t-3}				0,66148	1,71	0,08940
<i>inc</i> _{t-1}	-0,00504	-1,93	0,05520	12,14941	2,75	0,0067
\hat{q} _{t-2}				-4,02881	-4,01	0,00010
\hat{q} _{t-4}	0,25195	2,32	0,02140	1,97027	1,93	0,05520
$(\Delta i - \Delta i^*)$ _{t-3}				-0,09287	-5,23	0,00000
<i>def</i> _{t-5}	0,00869	2,31	0,02190			
<i>def</i> _{t-6}	-0,00823	-2,15	0,03320	0,09528	2,84	0,00510
<i>cc</i> _{t-1}	0,00010	4,13	0,00010			
<i>cc</i> _{t-2}				0,00060	2,34	0,02050
<i>cc</i> _{t-3}	-0,00009	-4,01	0,00010	-0,00135	-4,65	0,00000
<i>cc</i> _{t-4}				0,00074	2,86	0,00480
<i>bre</i> _{t-2}				2,62320	2,47	0,01450
<i>bre</i> _{t-6}				6,74938	5,72	0,00000
<i>d_9007</i>				3,04281	3,20	0,00170
<i>d_9810</i>				-2,35400	-2,52	0,01290
Test de diagnóstico						
R ² ajustado		0,18			0,45	
Prueba normalidad Jarque-Bera		1788	0,00000		5,50	0,06400
Prueba heterocedasticidad White		15,11	0,00000		1,23	0,21940
Prueba LM correlacion serial		0,19	0,82415		0,07	0,93107
Q(1) residuos		0,08	0,77800		0,05	0,82700
Q(5) residuos		1,48	0,91500		3,89	0,56600
Q(1) residuos al cuadrado		0,08	0,77900		1,90	0,16800
Q(5) residuos al cuadrado		0,69	0,98400		4,65	0,46000

Nota: La tabla presenta información relevante para la estimación de los determinantes de la presión en el mercado cambiario. Para esta se especifican dos modelos: 1) el modelo usando la propuesta clásica de Gorton y Roper (1977) y 2) un modelo que usa el indicador de presión cambiaria derivados del Análisis de Componentes Principales siguiendo la propuesta de Pentecost et al (2003).

Al revisar en detalle la estimación de los coeficientes del segundo modelo, notamos que la presión cambiaria (pmc_{t-1}) pareciera tener un efecto inmediato positivo sobre la misma presión futura, ya que esta presenta coeficientes estimados significativos y positivos para el primer rezago, característica que no recoge el modelo 1.

Por su parte, de los resultados del modelo 2 se advierte que un crecimiento acelerado en la expansión monetaria, medido a través de las variaciones del crédito doméstico (\hat{d}_{t-n} ; $n=1,2$) incrementa las presiones en el mercado de divisas, ya que esta variable resulta significativa y positiva en el tercer rezago. Adicionalmente, al incorporar los efectos de las incidencias (inc_{t-1}), encontramos que el efecto de la expansión de la oferta monetaria resulta ser inmediata, ya que presentan coeficientes estimados significativos y positivos para el primer mes de retardo.

Así mismo, encontramos que la dinámica del tipo de cambio real, medida a través de sus variaciones resulta significativa con dos (\hat{q}_{t-2}) y cuatro períodos (\hat{q}_{t-4}) de rezago, en el que la suma de los coeficientes resulta con signo negativo, lo que permite inferir que acciones de políticas orientadas con la intención de ajustar el tipo de cambio real pueden aliviar las presiones cambiarias.

Del mismo modo, las presiones en el mercado cambiario se han visto aliviadas por los cambios en el diferencial de tasas de interés de largo plazo con tres meses de rezago ($(\Delta i - \Delta i^*)_{t-3}$), lo que confirma la intención de la autoridad monetaria de cambiar el diferencial de tasas de interés en el largo plazo para reducir la demanda de divisas.

Por su parte, los resultados de cómo los incrementos de riqueza de los sectores no financieros afectan al mercado de divisas se ve confirmado al usar los saldos de cuenta corriente (cc_{t-n} ; $n=1,2,3,4$) y déficit fiscal (def_{t-n} ; $n=5,6$) propuesto por

Pentecost et al (2001) y la variables brecha del producto ($bre_{t-n}; n=2,6$) propuesta por Pagliacci y Ochoa (2005), ya que los signos en la suma de los coeficientes del déficit fiscal resulta con signo negativo (aliviando las presiones cambiarias), mientras que los incrementos en el saldo de cuenta corriente y en la brecha del producto condujeron a una mayor presión (signo positivo).

Por último, cabe destacar que para el modelo 2 se incorporaron variables ficticias para julio 1990 y septiembre de 1998, con la intención de controlar los efectos exógenos producto del conflicto en el Golfo Pérsico en 1990 y el ataque especulativo sobre la moneda en el año 1998 previo a las elecciones presidenciales y muy relacionadas en la crisis asiáticas y la crisis financiera rusa.

6. CONCLUSIONES

En esta investigación se presenta como método alternativo el Análisis de Componentes Principales para abordar el estudio de la presión del mercado cambiario en Venezuela. De los resultados obtenidos se desprende que el mismo resulta en un procedimiento eficiente para ponderar las variaciones del tipo de cambio, reservas internacionales y tipos de interés, ya que se recoge sin ningún sesgo de alguna de estas variables cómo las presiones cambiarias han sido aliviadas mediante una combinación de depreciación, incrementos en el diferencial de tasas y pérdidas de reservas.

Otro resultado de aplicar esta técnica factorial es que los resultados de la misma permiten además de recoger los episodios de crisis cambiarias incorporar el concepto de ausencia de presión. De este análisis se pudo conocer que entre 1984 y 2003 Venezuela a presenciado 13 episodios por depreciar la moneda y 14 por apreciarla.

Del estudio de estos últimos episodios de crisis cambiaria se puede deducir que el Banco Central de Venezuela ha privilegiado la acumulación de reservas internacionales en vez de permitir la apreciación sobre el tipo de cambio.

Por su parte, la estimación a partir de un modelo monetario ampliado con la riqueza del sector no financiero y el diferencial de tasas de interés de largo plazo, resulta en una representación teórica válida para describir cómo los desequilibrios monetarios producto de ataques especulativos han presionado al mercado de divisas. Según los resultados del método de regresión lineal con retardos distribuidos podemos reconocer que un crecimiento acelerado en la expansión monetaria medida a través del crédito doméstico y los cambios en las incidencias monetarias y fiscales incrementan la presión cambiaria, así como los incrementos en los saldos de cuenta corriente y la brecha del producto, que también conducen a un aumento de presión cambiaria. Por su parte, las presiones en el mercado cambiario en el período de tiempo estudiado, se han visto aliviadas por la dinámica del tipo de cambio real y por los incrementos en el diferencial de tasas de interés.

Por último, podemos recomendar la actualización y revisión continua de este indicador, para ser incorporado al análisis coyuntural y econométrico del mercado cambiario venezolano.

7. REFERENCIAS

- Arreaza, Adriana, Fernández, M,E, y Delgado, David, (2000): La demanda de dinero en Venezuela (1984-1999). En: Serie Documentos de Trabajo, No, 28, Banco Central de Venezuela.
- Belisario, Alejandro y colaboradores, (2000): Modalidades de participación en el mercado cambiario, Febrero 1983 – Diciembre 1999, En: Serie Técnica, No 10, Banco Central de Venezuela.
- Cartaya, Virginia, Roo, Elba y Sánchez, Gustavo, (1997): Demanda de Dinero Mensual. En: Serie Documentos de Trabajo, No, 6, Banco Central de Venezuela.
- Baig, Mirza Allim,, Narasimhan V, y Ramachandran M, (2003): Exchange market pressure and the Reserve Bank of India's intervention activity, En: Journal of Policy Modeling, No, 25 727–748
- Eichengreen, B., Rose, A,K., Wyplosz, C, (1994): Speculative attacks on pegged exchange rates: an empirical exploration with special reference to the European Monetary System. En: NBER Working Paper No, 4898.
- Fancourt, Craig y Principe, José, (2000): Competitive Principal Component Analysis for Locally Stationary Time Series. En: Computational neuro Engineering Laboratory, University of Florida.
- Guerra, José y Zavarce, Harold, (2000): Movilidad de capital y política monetaria en Venezuela. En Serie Técnica, No, 3, Banco Central de Venezuela.
- Girton, L., Roper, D, (1977): A monetary model of exchange market pressure applied to the post-war Canadian experience. En: American Economic Review 67 (4), 537–548.
- Greene, William H, (1999): *Análisis Econométrico*, Prentice Hall, México.

- Hausmann, Ricardo, (1990): *Shocks externos y ajuste macroeconómico*, Banco Central de Venezuela, Caracas.
- Holmes, Mark, (2000): Exchange Rate Policy and Economic convergen in the European Union. En: Research Paper Loughborough University, No, 2000/1, enero.
- Holmes, Mark, (2001): Principal Components, Stationarity, and new evidence of purchasing power parity in developing countries. En: The Developong Economies, XXXIX-2, junio.
- Hurtado León, I.; Toro Garrido, J, (1998): *Paradigmas y métodos de investigación en tiempos de cambio*, Episteme Consultores Asociados, Valencia, España.
- Pineda, Julio, (2002): La presión cambiaria en Venezuela. En: Monetaria, Vol, XXVI, No, 3, Julio-septiembre, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.
- Rodriguez, Santiago, y colaboradores, (2000): La Paridad del Poder de Compra a partir de los Indices de Precios al Consumo. En: Métodos Cuantitativos, Universidad de las Palmas, España.
- Pentecost, E., Van Hooydonk, Ch, y Van Poeck, A, (2001): Measuring and estimating exchange market pressure in the EU. En: Journal of International Money and Finance, pp 401-418.
- Roper, D., y Turnovsky, S, J, (1980): Optimal exchange market intervention in a simple stochastic macro model. En: Canadian Journal of Economics, 13, 296–309.
- Snell, Andy, (1996): A test of purchasing power parity based on the largest principal component of real exchange rates of the main OECD economies.
- Stock, James y Watson, Mark, (1988): Testing for Common Trends. En: Journal of the American Statistical association, vol, 83, No, 404.
- Santalla, Zuleyma, (2003): Guía para la elaboración formal de reportes de investigación. Caracas, Universidad Católica Andrés Bello.

- Sierra Bravo, R, (1992): *Ciencias sociales, epistemología, lógica y metodología, Teoría y ejercicios*, Madrid: Editorial Paraninfo.
- Tanner, Evan, (2001): *Exchange Market Pressure and Monetary Policy: Asia and Latin America in the 1990s*. En: *IMF Staff Papers*, Vol, 47, International Monetary Fund.
- Weymark, Diana N, (1995): *Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada*. En: *Journal of International Economics* 39, 273–295.
- Zavarce, Harold, (2003): *Inconsistencia y shocks petrolero: El caso de la regla cambiaria*. En: *Serie Documentos de Trabajo*, No, 42, Banco Central de Venezuela.