



El objetivo de la intervención del banco central: ¿el nivel del tipo de cambio, la reducción de la volatilidad cambiaria o ambos?: Un análisis de la experiencia peruana 1991-1998

*Por: Marco Arena y Pedro Tuesta **

Muchas veces se ha criticado la política de intervención de los bancos centrales no sólo como incapaz de afectar el nivel del tipo de cambio, sino también peligrosa en la medida que puede incrementar su volatilidad de cambio. Sin embargo, existen estudios que señalan que las operaciones de intervención pueden eliminar las fluctuaciones bruscas del tipo de cambio, es decir reducir la volatilidad cambiaria; así como también que pueden influir sobre el nivel de tipo de cambio. Asimismo, algunos analistas han afirmado que el régimen cambiario peruano es de tipo de cambio fijo debido a su baja volatilidad. En este contexto, es lícito formularse la pregunta: ¿cómo juzgar la efectividad de la política de intervención?. Sin embargo la respuesta no es única: ¿a través de su influencia sobre el nivel del tipo de cambio? o, ¿a través de la reducción de la volatilidad del tipo de cambio?.

En el presente trabajo evaluaremos la efectividad de la política de intervención del Banco Central de Reserva del Perú en términos de que si dicha política ha influido o no en el nivel del tipo de cambio o ha contribuido o no a la reducción de la volatilidad cambiaria.

El plan de este documento es como sigue: un resumen de la experiencia peruana con un régimen de flotación.

Seguidamente presentamos el marco teórico sobre la intervención de la autoridad monetaria en el mercado cambiario, utilizando el enfoque de los activos para la determinación del tipo de cambio. A continuación se evalúa empíricamente los efectos de la intervención en el tipo de cambio y finalmente se presentan las conclusiones.

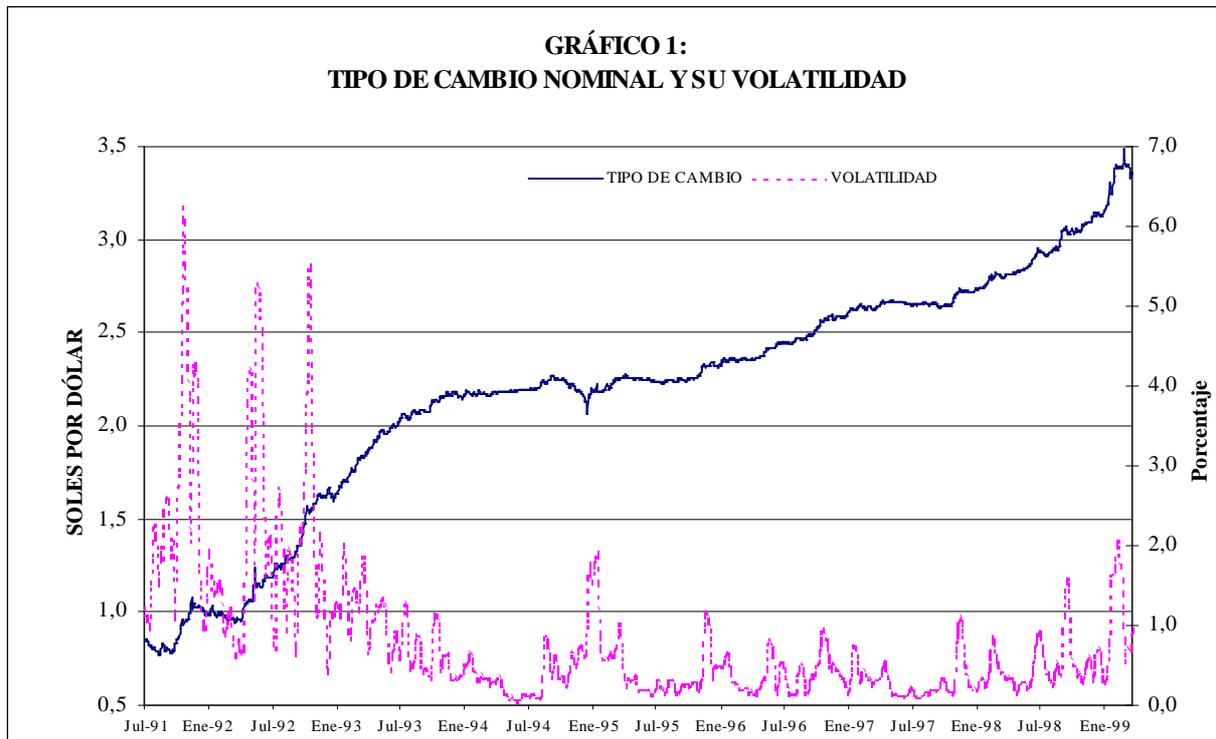
I. Régimen de flotación del nuevo sol peruano: 1990-1998

Desde agosto de 1990 el Perú ha mantenido un régimen cambiario flotante con intervención, luego de la larga experiencia de regímenes cambiarios controlados a través del Mercado Unico de Cambios (MUC). Previamente, sólo entre 1931 y 1940 y de 1949 a 1961 se dejó el tipo de cambio a las fuerzas del mercado.

La unificación de los mercados cambiarios y el inicio del periodo de flotación ocurrieron el 8 de agosto de 1990, como parte de un paquete de estabilización global. Este incluyó un realineamiento de precios relativos¹. *Casi simultáneamente, el BCRP introdujo operaciones diarias de compra de moneda extranjera, como principal instrumento de control monetario.*

* Los autores laboran en la Subgerencia del Sector Externo de la Gerencia de Estudios Económicos del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Las opiniones vertidas en este artículo no representan necesariamente la opinión del BCRP. Los autores agradecen los valiosos comentarios de Renzo Rossini y Adrián Armas.

¹ El promedio de precios públicos de agosto en dólares tuvo una variación promedio mensual de 1,127 por ciento. La inflación promedio de agosto fue de 397 por ciento.



En conjunto, la evolución cambiaria de periodo 1990-1998 refleja el tránsito de una economía con un alto grado de incertidumbre, muy sensible a conmociones sociales y políticas, que se tradujeron en expectativas depreciatorias importantes, alta volatilidad y sesgo depreciatorio (1990-1992), hacia una economía más estabilizada, en la cual es más notoria la respuesta del tipo de cambio a modificaciones en ciertos fundamentos económicos (1993-1998). En el gráfico 1 se muestra la evolución del tipo de cambio nominal y su respectiva volatilidad para el periodo 1990-1998, en donde se observa la mayor volatilidad en el periodo 1990-1992 producto de la aplicación del programa de estabilización económica mencionado anteriormente.

En este contexto, la política monetaria ha sido desarrollada en base a un control monetario en el que el criterio para intervenir en el mercado cambiario se ha

sustentado en el intento de suavizar las fluctuaciones bruscas del tipo de cambio. Dentro de las limitaciones mencionadas, el papel de la intervención no es contribuir a la mayor demanda de moneda extranjera en el mercado y propiciar la depreciación monetaria, sino lograr un manejo adecuado de las señales dadas al mercado acerca del curso futuro de la política monetaria. Por su parte, la política fiscal tiene la función de apoyar este esquema a través del logro de superávits fiscales que permitan ampliar la escala de intervención en apoyo de la del BCRP.

II. Marco Teórico

Este capítulo busca dar una guía acerca de la discusión sobre la intervención del Banco Central en el mercado cambiario y su efecto en el tipo de cambio, tanto en nivel como en su volatilidad así como en la política



monetaria.

Empecemos por discutir el marco analítico necesario para entender el comportamiento del tipo de cambio. Dadas las características del mercado financiero peruano, básicamente su nivel de dolarización, también conocido por sustitución de monedas, y los objetivos de este artículo, utilizaremos el enfoque de los activos para la determinación del tipo de cambio. Este enfoque enfatiza que el tipo de cambio es un precio relativo de dos activos, los cuales tienen la característica de ser influenciados no sólo por eventos actuales sino también por las expectativas que tienen los participantes del mercado sobre eventos futuros. Entre los factores más usuales que alteran las expectativas se encuentran la futura política monetaria, eventos externos que alteren la disposición de mantener distintos activos monetarios o el comportamiento de la actividad económica que altere el precio futuro de las monedas:

- La política monetaria influirá en la medida en que, al ser el tipo de cambio el precio relativo de dos monedas, las decisiones de las autoridades monetarias modifican la oferta relativa de cada una de las monedas.
- De otro lado al ser consideradas las monedas como activos alternativos, sobre todo en un ambiente de dolarización como el peruano, cambios en la política monetaria pueden alterar substancialmente la percepción que se tenga sobre el precio futuro de la moneda.
- Asimismo, la expectativa de un mayor o menor crecimiento relativo de la producción puede afectar la percepción de fortaleza de cada moneda. A ello se puede añadir factores como el desempeño de las cuentas externas o fiscales, aun cuando se considera que no es el nivel de dichas variables lo que afectan sino las noticias o innovaciones.

Como se hizo notar, la política monetaria influye fuertemente sobre el mercado cambiario, tanto en las condiciones futuras cuanto en las corrientes. La forma más directa de verlo es analizar las intervenciones en el mercado cambiario. Esta intervención puede ser esterilizada como no esterilizada. La primera forma implica que la intervención no tendrá efecto en la cantidad de dinero mientras que la segunda afectará el nivel de la oferta monetaria. No obstante ambas tendrán impacto, al menos en el corto plazo, en el tipo de cambio. Es claro que la intervención no esterilizada puede ser descrita directamente como política monetaria, en la medida de que altera los agregados monetarios.

En este punto es interesante discutir acerca del papel que tiene el tipo de cambio en las decisiones de política monetaria. En principio se debe distinguir entre objetivos e indicadores para la política monetaria. Un objetivo es una variable que las autoridades les gustaría influenciar, por ejemplo la inflación. Como generalmente estas variables no son manejadas directamente por la autoridad monetaria, ésta utiliza un conjunto de indicadores que le permiten conducir una política monetaria consistente con sus objetivos. El tipo de cambio puede ser tanto un objetivo como un indicador, como en el caso de un régimen de tipo de cambio fijo.

Por otro lado, en un régimen de tipo de cambio flotante y en presencia de dolarización, los agentes privados enfrentan un gran riesgo asociado a los cambios aleatorios del tipo de cambio, por lo que un objetivo para la política monetaria puede ser el de reducir dicha variabilidad. Asimismo se reconoce que la volatilidad del tipo de cambio puede ser una importante fuente de inestabilidad en los precios.

Sin embargo, tener un objetivo cambiario, aun cuando sea sólo en cuanto a su variabilidad, puede interferir



con otros objetivos de la política monetaria o prevenir ajustes en el tipo de cambio consistentes con variaciones reales en la economía. En particular, existen conflictos en tratar de manejar el tipo de cambio y aceptar variaciones en la tasa de interés, especialmente cuando se utiliza dicha variable como un indicador de la política monetaria, lo cual a su vez tiene problemas derivados de las distintas causas por las que esta variable puede cambiar, por ejemplo, expectativas inflacionarias.

Sin embargo, y dado que un control de agregados monetarios que tenga en cuenta sólo el lado de la oferta, puede fallar cuando existen cambios en la demanda monetaria, es posible que tanto el tipo de cambio como la tasa de interés puedan tener un papel como indicadores de la política monetaria.

La literatura empírica sobre los efectos potenciales de la intervención en el mercado cambiario ha mostrado diversos resultados, no existiendo consenso con relación a su efectividad e influencia. La variedad de los resultados requiere la explicación del mecanismo a través del cual la intervención influye sobre el tipo de cambio.

Intervención esterilizada y el tipo de cambio.

Existen dos puntos a analizar cuando se trata de la intervención esterilizada. Primero, cuanto afecta esta intervención al tipo de cambio y, segundo, cuáles son los principios de esta política sobre todo en relación con el conjunto de políticas.

En general se acepta que la intervención esterilizada, aún cuando no afecta la oferta monetaria, podría afectar al tipo de cambio en el corto plazo. Existen dos canales principales por los que la intervención esterilizada afecta el tipo de cambio. Primero, las compras o ventas

de divisas afecta el flujo de demanda y oferta de las divisas y a su vez el precio. Segundo, la intervención puede modificar las expectativas de los agentes privados respecto de la futura evolución del tipo de cambio. Este último puede provenir del efecto directo sobre el tipo de cambio corriente como por la información que la intervención puede dar sobre un futuro cambio en las políticas monetarias y cambiarias, conocida también como hipótesis de **signalling** (Mussa, 1981).

De acuerdo con esta hipótesis, la intervención brinda señales de cambios en la política monetaria futura. Los bancos centrales proveen señales de una política monetaria futura más restrictiva al vender moneda extranjera en el mercado cambiario. Así, las expectativas de una política monetaria más ajustada hará que el tipo de cambio se aprecie, aun cuando no se modifique la oferta monetaria relativa. De este modo, la hipótesis de **signalling** descansa en el supuesto de que, al observar la intervención, el mercado espera que la política monetaria futura cambie. Si los agentes utilizan la información de modo eficiente, no interpretarían la intervención como una señal, a menos que la política monetaria cambie de modo sistemático una vez producida la intervención.

Desde un punto de vista teórico, se ha cuestionado el impacto de la intervención esterilizada sobre las condiciones que determinan el tipo de cambio en el largo plazo, dado que dicha intervención no influye sobre las condiciones monetarias que determinan el comportamiento del nivel general de precios en el largo plazo en diferentes países ni las condiciones económicas reales que determinan el comportamiento en el largo plazo de los precios de la producción en los países. Sin embargo, dado que la intervención oficial esterilizada puede afectar el comportamiento del tipo de cambio en el corto plazo, aun queda por resolver qué principios rigen sobre el comportamiento de tal intervención.



En primer lugar, los bancos centrales podrían permitir que el tipo de cambio se determine por las fuerzas del mercado (“principio de no intervención”), arguyendo que la autoridad monetaria no está en capacidad de diagnosticar los requerimientos de ajustes cambiarios, que permitan eliminar los desequilibrios del mercado. Asimismo, este principio está motivado en la corrección de rigideces en el tipo de cambio oficial o desequilibrios en el mercado, atribuidos a acciones políticas.

Por otra parte, la intervención oficial se podría justificar por la existencia de efectos de arrastre (**bandwagon effects**) en los agentes del mercado, así como de otras formas especulativas que eleven excesivamente la variabilidad del tipo de cambio. En este caso, se desea evitar que la especulación sea fuente de perturbaciones dentro del sistema económico dado que existe evidencia empírica de que el comportamiento del tipo de cambio difiere del comportamiento de un mercado eficiente y, en algunos casos, existe evidencia de **bandwagon effects** que conducen a una correlación positiva de variaciones en las tasas de cambio.

Cuando la especulación privada está sujeta a **bandwagon effects** se sostiene que la intervención oficial debería desplazarse contra la tendencia (**leaning against de wind**) para reducir la excesiva variabilidad del tipo de cambio (Branson, 1976; Artus, 1976; Kenen, 1975). Sin embargo, dadas las divergencias en las condiciones de eficiencia de los mercados cambiarios, una política de **leaning against the wind** podría crear de manera inevitable la impresión de **bandwagon effects**, convirtiendo una secuencia de variaciones del tipo de cambio en una secuencia con correlación positiva.

No obstante, el control de la oferta monetaria por parte del Banco Central y su conocimiento sobre la evolución futura de la política monetaria (información no disponible para los agentes privados), permite a la

autoridad monetaria especular en el mercado cambiario y, de surgir la necesidad, utilizar su control sobre la política monetaria para garantizar el éxito de sus operaciones cambiarias especulativas.

Alternativamente, el Banco Central puede utilizar la intervención como un mecanismo para conducir la evolución del tipo de cambio de manera consistente con su política monetaria de largo plazo e incluso puede ajustar dicha política de tal modo que sea compatible con sus objetivos cambiarios. Así, en un régimen cambiario fijo, el compromiso de la política monetaria para apoyar la paridad oficial garantiza la supervivencia del régimen. Sin embargo, en el corto plazo, la política monetaria es utilizada para obtener otros objetivos de política siempre que el tipo de cambio se mantenga dentro de la banda determinada por la autoridad monetaria.

En este contexto, la especulación cambiaria de los agentes privados no es sustituta de la intervención dado que este tipo de intervención es limitada por el riesgo moral (**moral hazard**) asociado con el compromiso del gobierno de cumplir con sus propias metas y expectativas de política. Una vez que el gobierno persuade a los agentes sobre la estrategia de política a seguir en el futuro, nada asegura que el gobierno aplicará la política esperada por los agentes. Por ello, existe el riesgo moral de que, en el futuro, el gobierno simplemente escogerá la mejor opción de política que considere en el momento sin tomar en cuenta compromisos previos.

El reconocimiento del riesgo moral por parte de los agentes conduce a que éstos no crean totalmente en los anuncios del gobierno acerca de la política futura, y restrinjan su participación en las actividades que los exponen a riesgo e incertidumbre. En particular, los agentes privados que especulan en el mercado cambiario no estarán dispuestos a extenderse con base en las expectativas referentes a la evolución futura de la política monetaria.



De este modo, la intervención oficial provee una solución parcial al problema de riesgo moral en el mercado cambiario, dado que con su intervención, el Banco Central está anunciando sus intenciones de política en el futuro y está brindando evidencia concreta de la seriedad de dichas intenciones al arriesgar su capital en apoyo de éstas. Asimismo, la intervención oficial podría permitir a la autoridad monetaria recobrar la credibilidad perdida como consecuencia de la incertidumbre e inestabilidad en materia de política económica.

Finalmente, el Banco Central puede utilizar la estrategia de intervención esterilizada como un mecanismo para anticipar futuros desarrollos del tipo de cambio que den origen a acontecimientos que puedan ejercer un impacto negativo sobre la política económica. Así, un gobierno desearía anticipar la depreciación de su moneda si los salarios nominales reaccionan rápidamente a la depreciación y la política monetaria está forzada a acomodarse a los efectos generados por el incremento en los salarios. Sin embargo, existe el peligro de que la intervención oficial adoptada con esta racionalidad sea utilizada para defender una situación económica insostenible.

No obstante, no sólo existen dudas sobre la capacidad que tiene la intervención esterilizada para influenciar el tipo de cambio sino que también se considera que puede incrementar su volatilidad.

II. Evaluación empírica

Este capítulo muestra la evaluación estadística y econométrica de la intervención del Banco Central en el nivel del tipo de cambio y en su volatilidad.

Intervención del Banco Central y el nivel del tipo de cambio

A partir de la experiencia de los bancos centrales y de la reciente literatura teórica (Mussa, 1981; Kaminsky y Lewis, 1993; Dominguez y Frankel, 1993) se afirma de

manera generalizada que la intervención tiene la capacidad de brindar señales de cambios futuros en la política monetaria. Si ésta es más contractiva hará que la moneda nacional se aprecie, aunque se neutralicen en el momento los efectos monetarios de tal intervención.

La hipótesis de Señalización

La hipótesis de señalización (**signalling**) sostiene que la intervención induce a los agentes a modificar sus expectativas de política monetaria en el futuro, lo cual implica la existencia de una relación sistemática entre la intervención del BCRP en el mercado cambiario con las variables monetarias.

De acuerdo con el trabajo desarrollado por Lewis (1993), para poder modelar dicha hipótesis consideramos que el tipo de cambio está determinado por el siguiente proceso:

$$s_t = (1 - \rho) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j E_t f_{t+j} \quad (1)$$

Donde s es el logaritmo del tipo de cambio, f es el logaritmo de los fundamentos de la economía y θ es un factor de descuento. Asimismo, el proceso que gobierna la evolución de los fundamentos está determinado por la política monetaria doméstica m y foránea m^* , así como por un conjunto de factores no controlados por las autoridades monetarias (v_t):

$$f_t = (m_t - m_t^*) + v_t \quad (2)$$

Por simplicidad, se asume que el proceso de la política monetaria es autorregresivo y posee la siguiente especificación:

$$m_t = \mathbf{r}_m m_{t-1} + \mathbf{b} n_{t+k} + u_t \quad (3)$$



Donde ρ es el coeficiente autorregresivo de la política monetaria, n es la intervención en el mercado cambiario en el periodo t , β es un parámetro que vincula la intervención realizada k periodos hacia atrás con un cambio actual en la oferta monetaria. Cabe destacar que n puede aproximarse a partir de las compras brutas o netas de moneda extranjera del BCRP a través de su Mesa de Negociaciones.

Si la política de intervención del BCRP brinda señales consistentes con las variaciones posteriores en la oferta monetaria, un incremento de n en el periodo t estaría asociado con una reducción en m en el futuro (periodo $t+k$), es decir, $\beta < 0$.

Sin embargo, para poder calcular el tipo de cambio esperado en (1), falta especificar el proceso que gobierna la intervención, a saber:

$$n_t = \rho_n n_{t-1} + e_t \quad \text{donde} \quad E(e_t, u_t) = 0 \quad (4)$$

Si consideramos que el periodo que transcurre entre la intervención y la variación posterior en la política monetaria es igual a 1 (i.e. $k=1$ en la ecuación 3), la solución del tipo de cambio es:

$$s_t = \mu \left[m_t + \frac{qb}{(1 - \rho_m)} n_t \right] \quad (5)$$

donde $\mu = (1 - \theta)/(1 - \rho_m)$ representa el impacto del valor presente descontado de la oferta monetaria sobre el tipo de cambio en un horizonte de tiempo.

La intervención actual n_t afecta al tipo de cambio por el término $\theta\beta/(1 - \rho_n)$, donde θ en el numerador captura el efecto descontado de la intervención actual sobre la oferta monetaria un periodo hacia delante, mientras que β mide la magnitud del efecto esperado. El

denominador descuenta los efectos de cambios actuales en la intervención sobre todos los niveles esperados con el futuro de la intervención. Por tanto, la intervención actual afecta el tipo de cambio de acuerdo con sus efectos de valor presente descontado sobre la oferta monetaria futura.

Finalmente, mientras mayor sea el periodo que transcurre entre la intervención y la variación posterior de la política monetaria (i.e. mayor sea k), las intervenciones actuales tendrán un mayor horizonte de impacto sobre la política monetaria y, por tanto, menor será el impacto que ejerza sobre el tipo de cambio. Por otra parte, si $\beta = 0$, las intervenciones actuales no afectarán la oferta monetaria en el futuro y, aparentemente, las intervenciones no tendrán efecto alguno.

Partiendo de la base teórica desarrollada en el punto anterior, se procede a contrastar la hipótesis de que la intervención permite predecir variaciones de la política monetaria en el futuro. En primer lugar, precisemos los datos utilizados. La intervención diaria de la autoridad monetaria en el mercado cambiario es aproximada a partir de las compras brutas y netas de moneda extranjera por parte del BCRP en la Mesa de Negociaciones desde el 8 de agosto de 1990 hasta agosto de 1998.

Las variables de política monetarias consideradas son: encajes de los bancos (RNP), la emisión primaria (EMIADJ), el circulante (CIR), la liquidez de la banca múltiple (LIQMNB), la liquidez en moneda nacional (LIQMN), el total de obligaciones sujetas a encaje en moneda nacional² (TOSE). Asimismo, se consideran la preferencia por circulante (PREFE), la tasa de encaje media del Sistema Bancario (TEMSB) y de la Banca

² Las obligaciones sujetas a encaje en moneda nacional son las obligaciones de los bancos sujetas a encaje exigible. Comprenden: obligaciones a la viata, depósitos a plazo, ahorro, valores en circulación y fondos de administración



Comercial(TEMBC), la tasa de interés de sobregiro en moneda nacional (SGMN)y la tasa de interés activa promedio en moneda nacional (TAMN).

La intervención como predictor de la evolución monetaria

Para poder evaluar la capacidad de la intervención cambiaria y predecir la evolución de las variables de política monetaria (Lewis, 1993), se procede a estimar un vector autorregresivo bivariado –proceso VAR(2)- para cada indicador de política monetaria y la serie de intervención, especificando dicho proceso de la siguiente manera:

$$(\Delta M(i)_{v,t}, n_t)' = B(L) (\Delta M(i)_{v,t}, n_t)' + e_t \quad (6)$$

$$E[e_t e_t'] = V \quad (6')$$

Donde M(i) es la variable monetaria (i= EMIADJ, LIQMN, LIQMNBM, CIR, RPN, TOSE, PREFE, TEMBC, TAMN, SGMN) y donde B(L) es una matriz polinomial en el operador de rezago, L, y donde e_t es una variable aleatoria bivariada independiente e idénticamente distribuida con vector de medias nulo.

De los resultados observamos que, a partir de **frecuencias diarias**, la intervención del BCRP medida a través de las **compras brutas** constituye un buen predictor de la evolución de los agregados monetarios considerados con un nivel de confianza del 95 por ciento a excepción de los encajes prestados. Si medimos la intervención a través de las compras netas, los resultados no se alteran de manera cualitativa. Esto último se podría explicar por la poca ocurrencia de ventas en el mercado cambiario por parte del BCRP.

Cuadro 1						
PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER DE LA INTERVENCIÓN SOBRE LAS VARIABLES DE POLÍTICA MONETARIA						
Variable Dependiente	Variable Causal: Compras de US\$. por el BCRP			Variable Causal: Compras Netas de US\$ por el BCRP		
	DIARIO	SEMANAL	QUINCENAL	DIARIO	SEMANAL	QUINCENAL
RNP	0,715	3,916 A/	0,684	0,591	3,547 A/	0,591
EMIADJ	1,548 C/	3,671 A/	8,518 A/	1,693 B/	3,517 A/	10,142 A/
LIQMN	3,771 A/	8,884 A/	5,328 A/	3,771 A/	9,024 A/	12,274 A/
LIQMNBM	2,214 A/	5,469 A/	7,099 A/	2,283 A/	5,045 A/	5,873 A/
TOSE	1,778 A/	3,589 B/	2,147	2,158 A/	2,051 C/	1,641
PREFE	2,802 A/	2,275 C/	3,910 A/	2,950 A/	5,378 A/	4,596 A/
TEMSB	4,576 A/	5,880 A/	0,042	3,966 A/	5,064 A/	0,198
TEMBM	3,051 A/	3,485 A/	0,368	2,728 A/	2,869 A/	0,528

El siguiente cuadro reporta el estadístico F de la prueba de causalidad a lo Granger para la hipótesis de que todos los coeficientes rezagados de las variables de intervención en el mercado cambiario son iguales a cero.

A/ significativo al 1 por ciento. B/ significativo al 5 por ciento. C/ significativo al 10 por ciento.



Cuadro 2

PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER DE LA INTERVENCIÓN SOBRE LOS DIFERENCIALES DE TASAS DE INTERÉS DOMÉSTICA-FORÁNEA

Variable Dependiente	Variable Causal: Compras de US\$ por el BCRP			Variable Causal: Compras Netas de US\$. por el BCRP		
	DIARIO	SEMANAL	QUINCENAL	DIARIO	SEMANAL	QUINCENAL
SGMN-FED	1,118	2,017	1,331	1,375	1,501	0,316
TAMN-FED	0,008	1,572	1,753	0,092	0,559	1,919
SGMN	1,238	0,497	0,334	1,358	0,507	0,222
TAMN	0,939	0,882	1,846	0,856	0,590	2,224

El cuadro reporta el estadístico F de la prueba de causalidad a lo Granger para la hipótesis de que todos los coeficientes rezagados de las variables de intervención en el mercado cambiario son iguales a cero.

A nivel de **frecuencia semanal**, tanto las compras brutas como las netas son un buen predictor de los agregados monetarios considerados con un nivel de confianza de 95 por ciento. Finalmente, en una **frecuencia quincenal** tanto las compras brutas como las netas contienen información útil para predecir la evolución de los agregados considerados con un nivel de confianza de 95 por ciento a excepción de los encajes (RPN), total de obligaciones sujetas a encaje (TOSE), la tasa de encaje media del Sistema Bancario (TEMSB) y de la tasa de encaje media de la Banca Comercial (TEMBC)

En síntesis, con un nivel de confianza de 95 se rechaza la hipótesis de que la intervención del BCRP no es un buen predictor de la evolución de los agregados monetarios considerados a las diferentes frecuencias. Este primer resultado apoyaría la hipótesis de señalización para el caso peruano. Uno de los fundamentos del tipo de cambio en los modelos monetarios es la política monetaria del país con relación a la política monetaria externa. Sin embargo, debido a que los datos de la oferta monetaria externa están disponibles con una frecuencia mensual y son de poca disponibilidad en frecuencias más amplias, consideramos como indicador de política monetaria relativa a los diferenciales de tasas de interés domésticas e internacionales. Como aproximación a las tasas de interés utilizamos la tasa de sobregiro en moneda

nacional promedio de la banca múltiple (SGMN) y la tasa activa en moneda nacional promedio del Sistema Financiero (TAMN) mientras que son *proxy* de la tasa de interés internacional, la tasa LIBOR a tres meses y la tasa de fondos federales (FED). De acuerdo con los resultados, la intervención medida tanto a través de las compras brutas como netas no contiene información útil para predecir la evolución las tasas de interés, ni para predecir la política monetaria relativa a las diferentes frecuencias consideradas.

Indicadores Monetarios como señalizadores de la Intervención

La teoría detrás de la relación entre la intervención oficial y la política monetaria del Banco Central ha permitido la aparición de diversos puntos de vista. Uno de ellos sostiene que los bancos centrales intervienen en el mercado cambiario con el propósito de mantener una política monetaria consistente con sus objetivos de tipo de cambio. En este caso, dado el establecimiento de objetivos domésticos, las variaciones en la política monetaria inducirán a movimientos contrarios en el tipo de cambio. A su vez, estos movimientos en el tipo de cambio inducirán a los bancos centrales a intervenir para estar contra la tendencia (**leaning against the wind**).



El comportamiento de **leaning against the wind** relacionaría la intervención y la política monetaria, dado que ésta última permitiría predecir los cambios futuros en la intervención. Para evaluar dicha posibilidad, se reportan los niveles de significancia marginal de las pruebas de causalidad de Granger de los agregados monetarios utilizados sobre la intervención.

Del cuadro 3 se puede observar que los encajes predecirían la evolución de la intervención a una frecuencia diaria y semanal; la liquidez en moneda nacional lo haría a una frecuencia semanal y quincenal, la liquidez en moneda nacional de la Banca Comercial a una frecuencia diaria y semanal

y el total de obligaciones sujetas a encaje a una frecuencia diaria y semanal. En síntesis, para determinados agregados monetarios no se puede rechazar la hipótesis de que predicen el curso futuro de la intervención del Banco Central con un nivel de confianza de 95 por ciento.

Por otra parte, las fluctuaciones en las tasas de interés en las diversas frecuencias parecen no contener información sobre la evolución de la intervención en el mercado cambiario, patrón que se mantiene cuando las pruebas de causalidad de Granger utilizan el diferencial de tasa de interés. En este caso, variaciones en los diferenciales de interés interno-externo no provee información sobre la intervención.

Cuadro 3

PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER DE LAS VARIABLES DE POLÍTICA MONETARIA SOBRE LA INTERVENCIÓN

Variable Causal	Variable Dependiente: Compras de US\$. por el BCRP		
	DIARIO	SEMANAL	QUINCENAL
R N P	4,850 A/	13,193 A/	1,886
EMIADJ	1,194	0,429	5,621 A/
LIQMN	1,267	2,508 B/	5,327 A/
LIQMNBM	2,182 A/	8,786 A/	0,811
TOSE	2,959 A/	11,298 A/	0,449

El cuadro reporta el estadístico F de la prueba de causalidad a lo Granger para la hipótesis de que todos los coeficientes rezagados de las variables de política monetaria son iguales a cero.
A/ significativo al 1 por ciento. B/ significativo al 5 por ciento.

Cuadro 4

PRUEBAS DE CAUSALIDAD DE GRANGER DE LOS DIFERENCIALES DE TASAS DE INTERÉS DOMÉSTICA-FORÁNEA SOBRE LA INTERVENCIÓN

Variable Causal	Variable Dependiente: Compras de US\$ por el BCRP			Variable Dependiente: Compras Netas de US\$ por el BCRP		
	DIARIO	SEMANAL	QUINCENAL	DIARIO	SEMANAL	QUINCENAL
SGMN-FED	2,025 B/	1,218	1,621	1,556	1,120	1,050
TAMN-FED	0,385	0,878	1,264	0,339	0,628	1,229
SGMN	2,092 B/	1,403	3,115	1,760	0,408	3,734 B/
TAMN	0,824	0,444	1,846	0,655	0,350	3,590 B/

El cuadro reporta el estadístico F de la prueba de causalidad a lo Granger para la hipótesis de que todos los coeficientes rezagados de las variables proxy de política monetaria relativa son iguales a cero.
B/ significativo al 5 por ciento.



Efecto de las variables monetarias sobre la probabilidad de intervención: estimaciones logísticas – Logit

El análisis de las pruebas de causalidad presentado considera a la intervención como una variable aleatoria continua a pesar de que existen días en los cuales la autoridad monetaria no interviene, motivo por el cual las observaciones en la distribución de dicha variable tenderían a concentrarse en el nivel cero. En consecuencia, dado que el término de perturbación de la regresión sobre otras variables no tendría una distribución normal en pequeñas muestras, procedemos a utilizar el procedimiento de estimaciones logísticas en

el cual se trata la intervención como una variable dependiente limitada que es función de las variables de política monetaria rezagadas.

De esta forma, la intervención se clasifica en tres casos: $I_t = 0$ en caso el Banco Central no intervenga en el mercado cambiario, $I_t = -1$ cuando las operaciones se realicen en apoyo a la moneda nacional (ventas de dólares) e $I_t = 1$, cuando las operaciones sean de compras de dólares. Utilizando esta medida de intervención y acorde con la técnica desarrollada por Lewis (1993), la probabilidad de intervención es tratada como una función de probabilidad logística dada por:

$$\Pr(I_t = 0) = \frac{\exp(\mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^k \mathbf{a}_j \Delta M(i)_{t-j})}{1 + \exp(\mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^k \mathbf{a}_j \Delta M(i)_{t-j}) + \exp(\mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^k \mathbf{b}_j \Delta M(i)_{t-j})} \quad (7)$$

$$\Pr(I_t = -1) = \frac{\exp(\mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^k \mathbf{b}_j \Delta M(i)_{t-j})}{1 + \exp(\mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^k \mathbf{a}_j \Delta M(i)_{t-j}) + \exp(\mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^k \mathbf{b}_j \Delta M(i)_{t-j})} \quad (8)$$

$$\Pr(I_t = 1) = \frac{1}{1 + \exp(\mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^k \mathbf{a}_j \Delta M(i)_{t-j}) + \exp(\mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^k \mathbf{b}_j \Delta M(i)_{t-j})} \quad (9)$$

Donde $M(i)$ representa las variables monetarias y donde k es el rezago máximo en el vector autorregresivo estimado para cada sistema bivariado.

En las ecuaciones logísticas especificadas, y para $k=1$, se puede calcular los siguientes coeficientes de probabilidades³

^{3/} Por ejemplo para calcular la ecuación 10 reemplazar $k=1$ en las ecuaciones 8 y 9, luego dividir ecuación 8 entre ecuación 9 y aplicar logaritmos.



$$\log (\Pr (I_t = -1) / \Pr (I_t = 1)) = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 \Delta M(i)_{t-1} \quad (10)$$

$$\log (\Pr (I_t = 0) / \Pr (I_t = 1)) = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 \Delta M(i)_{t-1} \quad (11)$$

$$\log (\Pr (I_t = -1) / \Pr (I_t = 0)) = (\mathbf{b}_0 - \mathbf{a}_0) + (\mathbf{b}_1 - \mathbf{a}_1) \Delta M(i)_{t-1} \quad (12)$$

Asumamos que un incremento importante en las variables monetarias induce una depreciación de la moneda nacional y, así una intervención de compra en respuesta. Si la autoridad monetaria sigue una política de ir contra la tendencia, un incremento en $\Delta M(i)$ elevaría la probabilidad de una intervención de compra de dólares con respecto a una intervención de venta por lo que esperamos que $\beta_1 < 0$. Análogamente, el incremento en $M(i)$ elevaría la probabilidad de la

intervención de compras de dólares con respecto a la de no intervenir, de tal modo que $\alpha_1 < 0$. Finalmente, el incremento en $M(i)$ disminuiría la probabilidad de una venta con respecto a la no intervenir, por lo que $\beta_1 - \alpha_1 < 0$.

Similarmente, el intercepto de la regresión posee una interpretación intuitiva. Si $\Delta M(i) = 0$ entonces las probabilidades son simplemente:

$$\Pr (I_t = 0) = \frac{\exp (\mathbf{a}_0)}{1 + \exp (\mathbf{a}_0) + \exp (\mathbf{b}_0)} \quad (13)$$

$$\Pr (I_t = -1) = \frac{\exp (\mathbf{b}_0)}{1 + \exp (\mathbf{a}_0) + \exp (\mathbf{b}_0)} \quad (14)$$

$$\Pr (I_t = 1) = \frac{\exp (0)}{1 + \exp (\mathbf{a}_0) + \exp (\mathbf{b}_0)} = \frac{1}{1 + \exp (\mathbf{a}_0) + \exp (\mathbf{b}_0)} \quad (15)$$

Así, la relación entre α_0 , β_0 y 0 indica las probabilidades de cada tipo de intervención cuando el agregado monetario no varía. Se presentan las estimaciones **logit** para cada variable.

Estimaciones logísticas de la probabilidad de la intervención

Se define la variable I_t que toma los siguientes valores: $I_t = -1$ cuando se realizan operaciones netas de venta. $I_t = 0$ cuando no se realizan operaciones. $I_t = 1$ cuando se realizan operaciones neta de compra.

Para el periodo 1991-1998, se observa que aún cuando β_1 es significativo para algunos de los agregados monetarios (encajes, emisión primaria y liquidez en moneda nacional de la Banca Comercial), el signo del parámetro estimado es positivo, por lo que no se validaría la hipótesis de que el Banco Central actúa en contra de la tendencia. A continuación, desarrollamos el mismo análisis para el periodo 1994-1998, para descontar la influencia de las reformas estructurales llevadas a cabo en los primeros años de la década.



$$\text{CASO A: } \log \left(\frac{\Pr(I_t = -1)}{\Pr(I_t = 1)} \right) = b_0 + b_1 D M(I)_{t-1} + e_t$$

Cuadro 5					
PERIODO 1991-1998					
VARIABLE MONETARIA		β_0	α_0	β_1	α_1
RNP	COEF.	-3,41065 *	-0,80904 *	0,54167 **	-0,06050
	DES. EST.	0,15130	0,04935	0,21493	0,09018
EMIADJ	COEF.	-3,38798 *	-0,80394 *	-17,94855 **	-4,85987**
	DES. EST.	0,14884	0,04960	7,70502	2,76182
LIQMN	COEF.	-3,36675 *	-0,81040 *	-22,65771	1,21685
	DES. EST.	0,14343	0,04966	13,83759	4,30935
LIQMNBM	COEF.	-3,43841 *	-0,80883 *	18,97736**	0,17277
	DES. EST.	0,15325	0,04998	9,21377	3,21075
TOSE	COEF.	-3,40829 *	-0,80965 *	15,08472	0,65570
	DES. EST.	0,15163	0,04996	11,85897	3,95618

* Significativo al 95 por ciento
** Significativo al 90 por ciento.

$$\text{CASO B: } \log \left(\frac{\Pr(I_t = 0)}{\Pr(I_t = 1)} \right) = a_0 + a_1 D M(I)_{t-1} + e_t$$

Cuadro 6					
PERIODO 1994-1998					
VARIABLE MONETARIA		β_0	α_0	β_1	α_1
RNP	COEF.	-3,88729 *	-0,60358 *	0,54106 **	-0,06665
	DES. EST.	0,25388	0,05904	0,27581	0,09149
EMIADJ	COEF.	-3,83681 *	-0,60034 *	-14,76280**	-5,25849**
	DES. EST.	0,23275	0,05913	12,37850	3,06157
LIQMN	COEF.	-3,82199 *	-0,60024 *	-27,02637	-2,85081
	DES. EST.	0,22474	0,05945	25,63153	6,13419
LIQMNBM	COEF.	-3,89486 *	-0,60635 *	24,67582	2,69647
	DES. EST.	0,25815	0,05931	17,99537	4,69899
TOSE	COEF.	-3,89247 *	-0,86105 *	28,58618	5,36141
	DES. EST.	0,25686	0,05968	23,32962	6,03510

* Significativo al 95 por ciento
**Significativo al 90 por ciento

Los resultados indican que la emisión primaria tendría influencia en la probabilidad de intervención (en ambos casos A y B) dado que el signo del coeficiente que acompaña al agregado monetario es negativo, pero es estadísticamente significativo al 10 por ciento. Por otro lado, si bien es cierto que el parámetro de los encajes no prestadas es estadísticamente significativo en el caso A, su signo es positivo. Estos resultados indican que no existe sustento a la hipótesis de que la actuación del Banco Central es contra la tendencia del tipo de cambio.

En conclusión, tanto para el periodo 1991-1998 como para el subperiodo 1994-1998 no se registra evidencia de que el Banco Central subordina la política monetaria a un objetivo cambiario.

Análisis de la Relación entre la Intervención y el Tipo de Cambio

El análisis de las variables monetarias y la intervención realizado en las diferentes frecuencias



permite afirmar que la intervención es una variable útil para predecir las variaciones en los agregados monetarios. A partir de este hecho, procedemos a analizar la importancia o la relevancia de la intervención como predictor de la evolución del tipo de cambio.

Generalmente, el impacto de la intervención sobre el tipo de cambio se sustenta en su vínculo con la política monetaria futura. De esto, la intervención induce a los agentes a revisar sus predicciones sobre las variables monetarias en el futuro y dicha revisión conduce a modificar el tipo de cambio. Por tanto, **la hipótesis de señalización descansa en la importancia del dinero como determinante del tipo de cambio.**

A pesar de que los modelos teóricos convencionales utilizan sólo variables monetarias como determinantes fundamentales del tipo de cambio, la evidencia empírica ha encontrado un sustento débil a tal especificación. Sin embargo, **la hipótesis de señalización depende de una relación entre los tipos de cambio y las variables monetarias en una frecuencia mayor.**

Para examinar los efectos de cada una de las variables monetarias consideradas en este estudio, se estima un VAR bivariado entre los respectivos indicadores de política monetaria y el tipo de cambio. Dada la longitud de los rezagos, se estimó el siguiente vector autorregresivo:

$$(\Delta M(i)_v, \Delta s_t)' = B(L) (\Delta M(i)_v, \Delta s_t)' + e_v \quad (16)$$

$$E[e_t, e_t'] = \Sigma \quad (16')$$

Donde M(i) es el logaritmo del indicador monetario (i= EMIADJ, LIQMN, LIQMNBM, CIR, RPN, TOSE, PREFE, TEMBC, TAMN, SGMN) y s_t es el logaritmo del tipo de cambio (en nuevos soles por dólar), calculando las funciones de impulso respuesta

a partir de las estimaciones del VAR. Asimismo, con el propósito de evaluar la significancia estadística de la respuesta del tipo de cambio a choques en los indicadores monetarios, se realizó una prueba de Montecarlo para generar la distribución empírica de las funciones impulso respuesta. A partir de estas observaciones, se obtuvo los límites superior e inferior de la distribución empírica al 95 por ciento que se muestran en los gráficos. La línea central muestra la respuesta del tipo de cambio a movimientos en diferentes variables.

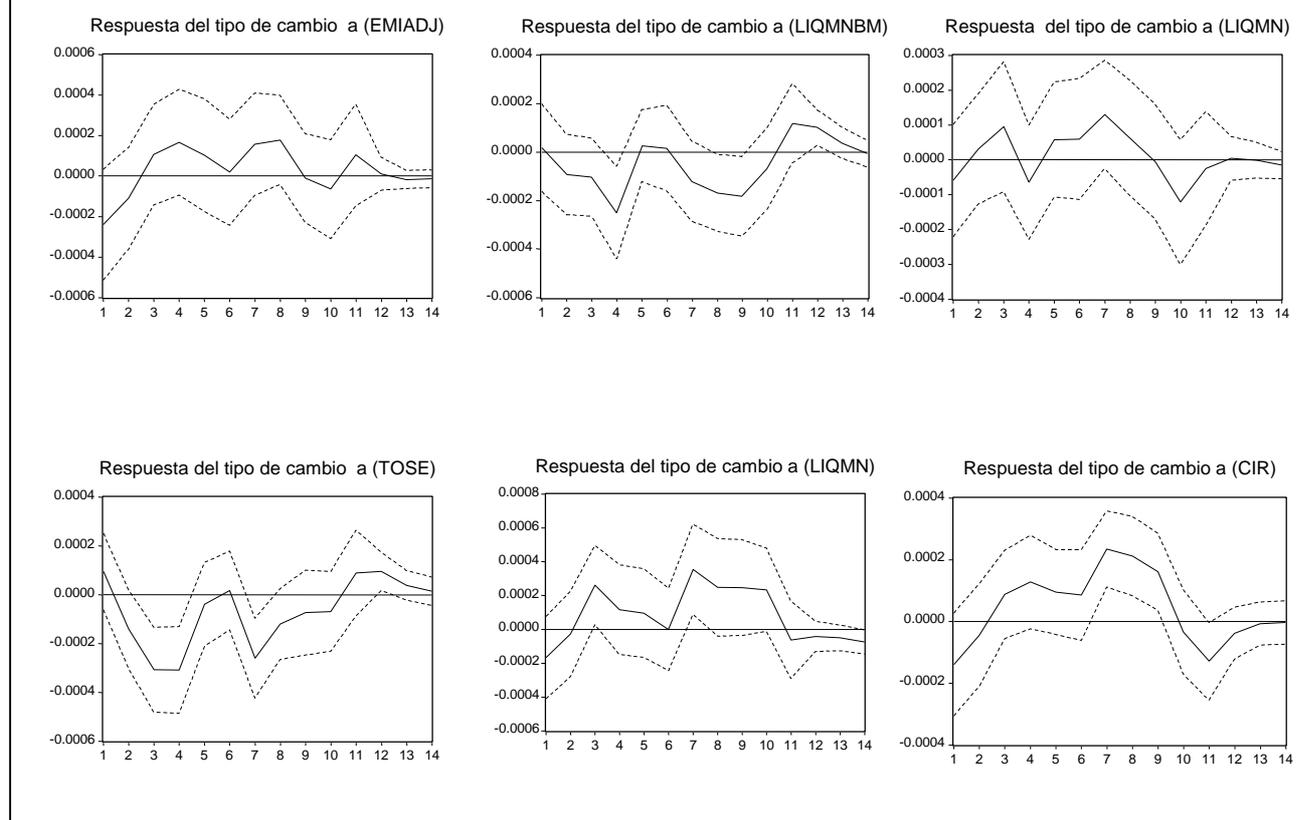
El análisis gráfico muestra que las innovaciones (cambios) sobre los agregados monetarios más ligados a la oferta monetaria tales como, emisión primaria, liquidez total (MN), circulante y encajes, influyen positivamente, como se espera, sobre el tipo de cambio. No sucede lo mismo para el caso del TOSE y la liquidez de la banca múltiple. Ello se podría deberse a que el incremento de dichas variables puede estar reflejando un deseo de los bancos de mantener mayor liquidez en moneda nacional, lo que a su vez puede estar influenciado por expectativas depreciatorias. Sin embargo es necesario puntualizar que las medidas mas amplias de liquidez, contienen información adicional a la intervención del Banco Central, es decir que estarían influenciadas por eventos fuera del control del BCRP, lo que podría alterar los movimientos esperados en el tipo de cambio.

En líneas generales, se puede argüir que las innovaciones positivas a los agregados monetarios, generan depreciación en el nuevo sol. Este resultado, da sustento a la hipótesis de señalización, al mostrar la influencia del dinero sobre el tipo de cambio. Hasta esta instancia, se ha encontrado que existe evidencia a favor del cumplimiento de la hipótesis de señalización. Queda, sin embargo la interrogante acerca de la efectividad de la intervención sobre la volatilidad del tipo de cambio.



FRECUENCIA DIARIA

Gráfico 2



Volatilidad

En el período 1993-1998 se observó un nivel elevado de estabilidad en el tipo de cambio, que algunos analistas han señalado como evidencia de fijación del tipo de cambio, comparando con las fluctuaciones cambiarias de otros países que tienen un régimen de tipo de cambio flotante. Ello es posible observar en los cuadros 7 y 8 donde se presenta una comparación semestral de la variabilidad y volatilidad de las fluctuaciones cambiarias en tanto del Perú como de los

siguientes países: México, Alemania, Reino Unido, Nueva Zelanda, Australia, Finlandia, Italia, Canadá, Japón, Finlandia y Suiza, que cuentan con un régimen cambiario de flotación.

Se observa en el cuadro 7, que la volatilidad observada en Perú, medida como la desviación estándar entre la media de las observaciones muestrales, es la menor dentro del grupo de países analizados, mostrando una mayor volatilidad en el segundo semestre de cada año.



Cuadro 7
VOLATILIDAD 1/

PAÍSES	96-I	96-II	97-I	97-II	98-I	98-II	99-I*
ALEMANIA	10,03%	10,06%	13,94%	15,61%	10,06%	15,14%	13,73%
REINO UNIDO	8,69%	9,39%	11,35%	14,06%	9,85%	10,33%	9,32%
ITALIA	6,77%	5,61%	13,68%	14,75%	9,95%	14,94%	13,69%
NUEVA ZELANDA	7,65%	7,62%	7,83%	15,00%	19,40%	21,51%	17,75%
AUSTRALIA	8,80%	8,97%	10,66%	15,49%	18,34%	23,04%	18,24%
MÉXICO	8,68%	8,09%	6,26%	13,65%	11,53%	20,05%	22,03%
FINLANDIA	13,59%	9,28%	13,36%	15,01%	10,06%	15,15%	13,75%
JAPÓN	11,49%	10,08%	20,85%	15,23%	20,12%	37,66%	25,44%
CANADÁ	4,31%	4,60%	7,06%	5,91%	6,73%	10,70%	11,17%
SUIZA	12,80%	13,42%	16,25%	15,17%	11,80%	20,72%	14,98%
PERÚ	4,53%	5,54%	4,13%	4,30%	5,92%	7,56%	16,63%

1/ Desviación estándar sobre promedio. Anualizado

*Al 19 de marzo.

Este resultado sugeriría que los ajustes cambiarios que se han dado en la moneda nacional han sido menos bruscos que los observados en las demás monedas. Sin embargo, al realizar un análisis basado exclusivamente en la comparación de la media absoluta de la variación porcentual y la desviación estándar durante años calendarios específicos podría imponer restricciones arbitrarias sobre la distribución del tipo de cambio nominal, lo que nos imposibilitaría observar las peculiaridades subyacentes al comportamiento del sol peruano. Por tal motivo, se desarrolla un análisis alternativo en el que se calcula las medidas de volatilidad de manera separada para los períodos de mayor turbulencia y los de menor turbulencia cambiaria, en la medida que los períodos más turbulentos pueden presentar o estar influenciados por agrupaciones temporales (*temporal clustering*). De esta manera, se obtiene que la volatilidad del nuevo sol peruano, descontando los períodos de mayor turbulencia cambiaria, es similar a los de los demás países seleccionados.

Para analizar el impacto de la intervención en la volatilidad utilizamos el enfoque de activos para la determinación del tipo de cambio, en el que destaca el modelo monetario de precios flexibles (Frenkel, 1976;

Mussa, 1977, 1979). De acuerdo con este enfoque, el tipo de cambio está fuertemente influenciado por los acontecimientos actuales y por las expectativas del mercado sobre desarrollos futuros. De este modo, las variaciones del tipo de cambio serían frecuentemente grandes e impredecibles (hipótesis de *random walk*), atribuyéndose los movimientos en dicha variable al ingreso de “nueva información” en el mercado que altera el nivel de equilibrio.

En este contexto, en un modelo de determinación del tipo de cambio que se derive del enfoque monetario con perfecta flexibilidad de precios, el tipo de cambio se determina al igual que el precio de cualquier activo. Es decir, en función de la utilidad que se deriva del activo en el periodo presente más las ganancias de capital esperadas que este activo genere durante el periodo siguiente (Werner, 1997, pag. 10). De esta manera podemos describir la evolución del tipo de cambio de la siguiente manera:

$$s_t = f_t + \Theta(E_t s_{t+1} - s_t) \quad (17)$$

Donde s_t es el logaritmo del tipo de cambio, f_t son los fundamentos del tipo de cambio, Θ es la semielasticidad de la demanda de dinero con respecto



a la tasa de interés y $E_t s_{t+1} - s_t$ es la depreciación esperada entre el periodo t y $t+1$, la cual, bajo el supuesto de la validez de la paridad de interés descubierta, es igual al diferencial de intereses doméstico-foráneo. Reescribiendo la ecuación:

$$s_t = \frac{1}{(1 + \Theta)} f_t + \left(\frac{\Theta}{1 + \Theta} \right) E_t s_{t+1} \quad (18)$$

Esta última ecuación es una expresión usual del modelo monetario, donde el tipo de cambio es definido en función de su valor esperado en el siguiente periodo y de los fundamentos económicos. Si asumimos expectativas racionales (Black, 1973) e iteramos hacia delante, la ecuación 18 puede ser expresada de la siguiente manera:

$$s_t = \frac{1}{(1 + \Theta)} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{\Theta}{1 + \Theta} \right)^j E_t f_{t+j} \quad (19)$$

Donde el tipo de cambio es una función de las expectativas racionales descontadas de los fundamentos. Un rasgo atractivo de esta especificación es que la volatilidad observada de los tipos de cambio puede explicarse, en cierto grado, por la inestabilidad en las expectativas sobre el comportamiento de los fundamentos en el futuro. Si asumimos que los fundamentos siguen un proceso estocástico *random walk* de la siguiente forma:

$$f_t = f_{t-1} + e_t \quad (20)$$

donde es un ruido blanco con media 0 y varianza s_2 . Obtendríamos la siguiente función para las fluctuaciones del tipo de cambio:

$$s_{t+1} - s_t = f_{t+1} - f_t \quad (21)$$

Por último, obtenemos la expresión para las fluctuaciones cambiarias:

$$\Delta s_{t+1} = e_{t+1} \quad (22)$$

Esta última ecuación señala que cuando los fundamentos siguen un proceso estocástico *random walk*, los cambios en el tipo de cambio son impredecibles.

Como señala Domínguez (1993, pag 10 y 11), en la literatura empírica los modelos de determinación de tipo de cambio que incorporan otras variables adicionales a parte del tipo de cambio spot han tenido poco éxito en explicar los movimientos de corto plazo del tipo de cambio, indicando que las variaciones diarias y semanales parecerían ser delineadas principalmente por noticias no anticipadas. Más aun, existen estudios realizados por Westerfield (1977) y Hsieh (1988) en donde muestran evidencia de leptokurtosis no condicional en las variaciones del tipo de cambio. Esta evidencia sugiere que existe un agrupamiento temporal en la varianza de las variaciones del tipo de cambio; es decir, grandes variaciones son seguidas de grandes variaciones y pequeñas variaciones son seguidas de pequeñas variaciones. Ello implicaría que las expectativas de los agentes del mercado pueden alterarse con los movimientos del tipo de cambio.

Adicionalmente, en los trabajos de Hsieh (1989), Diebold y Nerlove (1989) y Domínguez (1993) se señala la existencia de una fuerte evidencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva en los errores de predicción para variaciones diarias y semanales del tipo de cambio. Concluyen, en dichos trabajos, que los términos de perturbación en el proceso del tipo de cambio son no correlacionados pero no son independientes estadísticamente, por lo que se sugeriría que si bien las variaciones en el tipo de cambio en el corto plazo no son predecibles, la varianza de las variaciones del tipo de cambio lo podrían ser. En un contexto de modelación GARCH implicaría que la varianza dependerá de su valor anterior y también se verá afectada por el cuadrado de las fluctuaciones cambiarias del periodo anterior.



Esto puede comprobarse con el índice de kurtosis de la distribución de la variación del logaritmo del tipo de cambio. Mientras mayor sea este índice, la distribución

presentará mayor densidad en los valores extremos de la variable (ver Cuadro 8).

Cuadro 8									
ESTADISTICOS DE DISTRIBUCION DEL TIPO DE CAMBIO NOMINAL									
	N. OBS.	MEDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DES. EST.	SKEWNESS	KURTOSIS	Q-STAT. (10)
PERÚ									
1996-1999	838	0,000441	0,000000	0,021632	-0,018827	0,002741	0,622765	15,626200	14,81
1996	261	0,000446	0,000000	0,010732	-0,005842	0,002099	0,850779	5,750610	21,80*
1997	261	0,000094	0,000000	0,005362	-0,004183	0,001346	0,435542	4,473976	28,84*
1998	261	0,000570	0,000325	0,011210	-0,010149	0,002582	0,316049	5,075718	9,51
1999	55	0,001081	0,000884	0,021632	-0,018827	0,006479	0,166421	5,644067	3,81
AUSTRALIA									
1996-1999	838	-0,000195	0,000000	0,047903	-0,028509	0,006633	0,845324	8,754273	11,70
1996	261	0,000254	0,000000	0,013915	-0,014797	0,004122	-0,025053	4,472039	5,97
1997	261	-0,000761	0,000000	0,034338	-0,024339	0,006029	0,425540	7,940990	10,51
1998	261	-0,000243	-0,001594	0,047903	-0,028509	0,008861	1,071365	6,769637	6,95
1999	55	0,000856	0,001544	0,019450	-0,015601	0,006623	-0,217024	3,663034	12,03
CANADA									
1996-1999	838	0,000129	0,000000	0,016453	-0,031396	0,003605	-0,820516	12,655590	40,70*
1996	261	0,000020	0,000000	0,007321	-0,005887	0,002173	0,052272	3,521447	14,49
1997	261	0,000162	0,000000	0,014245	-0,013053	0,003019	-0,239291	5,994756	8,92
1998	261	0,000264	0,000681	0,015717	-0,031396	0,004765	-1,286886	11,208300	21,71*
1999	55	-0,000155	-0,000663	0,016453	-0,013342	0,005025	0,657834	4,868930	9,34*
ALEMANIA									
1996-1999	838	0,000263	0,000549	0,017929	-0,018499	0,005319	-0,268608	3,827710	17,62
1996	261	0,000308	0,000000	0,014815	-0,016529	0,004177	-0,250748	4,478217	13,02
1997	261	0,000561	0,000646	0,016902	-0,018499	0,005951	-0,213240	3,235697	7,79
1998	261	-0,000292	0,000000	0,017929	-0,016611	0,005497	-0,336715	3,547699	22,83*
1999	55	0,001274	0,001186	0,017569	-0,018371	0,005957	-0,394092	4,294748	8,91
FINLANDIA									
1996-1999	838	0,000266	0,000221	0,017340	-0,018521	0,005374	-0,225943	3,494174	12,23
1996	261	0,000253	0,000221	0,014170	-0,013802	0,004472	-0,013086	3,642317	6,06
1997	261	0,000611	0,000749	0,014815	-0,016391	0,005847	-0,203011	2,982292	11,65
1998	261	-0,000278	-0,000359	0,015646	-0,165830	0,005553	-0,342263	3,404769	27,76*
1999	55	0,001274	0,001365	0,017340	-0,018521	0,005938	-0,444630	4,358792	8,90
REINO UNIDO									
1996-1999	838	-0,000052	0,000000	0,020177	-0,016251	0,004637	0,105982	4,161985	10,20
1996	261	-0,000329	-0,000640	0,014037	-0,013106	0,003553	0,264431	5,073278	12,08
1997	261	0,000105	0,000000	0,020177	-0,016251	0,005426	0,134544	3,928383	8,10
1998	261	0,000014	0,000000	0,013860	-0,014667	0,004741	-0,033716	3,160161	9,33
1999	55	0,000211	0,000000	0,011009	-0,014652	0,004688	-0,331691	4,024173	15,56
ITALIA									
1996-1999	838	0,00014	0,000102	0,017411	-0,018547	0,004914	-0,255905	3,978122	19,20*
1996	261	-0,000114	-0,000165	0,012324	-0,009918	0,003268	0,079058	3,702946	11,16
1997	261	0,000546	0,000855	0,016104	-0,017576	0,005426	-0,271410	3,178179	10,14
1998	261	-0,000251	-0,000180	0,017411	-0,017645	0,005442	-0,351269	3,585841	20,96*
1999	55	0,001279	0,001208	0,017409	-0,018547	0,005945	-0,438126	4,371454	8,98
JAPÓN									
1996-1999	838	0,000167	0,000635	0,038000	-0,081381	0,009178	-1,660236	15,043290	15,62
1996	261	0,000507	0,000642	0,018561	-0,022031	0,004831	-0,590546	6,163849	9,09
1997	261	0,000436	0,000636	0,025284	-0,037819	0,007618	-0,962600	6,880018	6,36
1998	261	-0,000540	0,000308	0,038000	-0,081381	0,012667	-1,717046	11,527580	4,55
1999	55	0,000626	0,000659	0,030168	-0,025710	0,011735	0,225825	2,881270	46,52*
MÉXICO									
1996-1999	838	0,000280	0,000000	0,085222	-0,045031	0,007294	2,132811	32,574330	56,90*
1996	261	0,000086	0,000000	0,011498	-0,011929	0,003484	-0,105578	3,990609	11,94
1997	261	-0,000070	-0,000257	0,021048	-0,010352	0,003296	1,634753	11,551510	27,75*
1998	261	0,000792	0,000000	0,053431	-0,030950	0,007630	1,037589	12,220740	14,84
1999	55	-0,000361	0,000000	0,036598	-0,033567	0,014484	0,228136	3,411384	20,84*
FRANCO SUIZO									
1996-1999	838	0,000282	0,000000	0,027609	-0,032036	0,006476	-0,346494	5,027426	13,99
1996	261	0,000602	0,000795	0,020843	-0,024098	0,005528	-0,216955	4,751129	13,43
1997	261	0,000306	0,000000	0,021964	-0,032036	0,006776	-0,227846	5,197622	16,59
1998	261	-0,000241	0,000000	0,027609	-0,026852	0,006919	-0,426054	4,559351	7,49
1999	55	0,001130	0,000000	0,017331	-0,024621	0,006988	-0,541364	5,014584	12,38
NUEVA ZELANDA									
1996-1999	838	-0,000245	0,000000	0,039767	-0,024265	0,006776	0,704317	7,607777	26,13*
1996	261	0,000304	0,000000	0,014105	-0,014556	0,003778	-0,322341	5,706011	16,01
1997	261	-0,000745	-0,001411	0,020393	-0,022242	0,005354	0,027718	5,725978	13,26
1998	261	-0,000380	-0,001807	0,039767	-0,024265	0,009741	0,839926	5,019487	17,36
1999	55	0,000172	0,001860	0,016202	-0,014679	0,006713	-0,167391	2,625998	5,88

* Significativo al 5 por ciento.



De acuerdo con los resultados, se observa que para el caso de toda la muestra, todos los países exhiben leptokurtosis (i.e., un índice mayor a 3). Más aún, cuando se calcula este índice para las distribuciones anuales se observa una reducción en el mismo, lo que hace suponer la presencia de heterocedasticidad condicional autorregresiva. Asimismo, se evaluó si los datos presentaban autocorrelación, para lo cual se calculó el estadístico Box-Pierce, $Q(10)$, y que prueba la hipótesis nula que los primeros diez coeficientes de autocorrelación son cero, se encontró evidencia de autocorrelación en las fluctuaciones diarias del tipo de cambio, menos en de Australia, Finlandia y Suiza.

Con la finalidad de implementar empíricamente el desarrollo teórico anterior, expresamos, siguiendo a Lewis (1993), las variaciones del tipo de cambio de la siguiente manera:

$$\Delta s_t = z_t \mathbf{b} + \mathbf{e}_t \quad (23)$$

Donde z_t incluye no sólo variables de intervención sino también variables que capturan noticias, \mathbf{e}_t es el término de perturbación estocástico⁴ y Δs_t es la variación del logaritmo del tipo de cambio. La media condicional de dicho término de perturbación es:

$$E[\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1}] = 0 \quad (24)$$

Donde Ω_{t-1} incluye el conjunto de información dado por las operaciones de intervención expresado a través de la variable I_{t-1} , y la varianza condicional es:

$$\text{var}[\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1}] = \text{var}[\Delta s_t | \Omega_{t-1}] = v_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 v_{t-1} + \mathbf{a}_2 \mathbf{e}_{t-1}^2 \quad (25)$$

Es claro que si las operaciones de intervención no proveen información alguna sobre la evolución futura de los fundamentos monetarios del tipo de cambio, y si solamente dichas operaciones se basan en los movimientos recientes del tipo de cambio, la media condicional será diferente de cero y la(s) variable(s) de intervención no contendrá(n) información relevante para explicar los movimientos de la varianza de las variaciones del tipo de cambio. Asimismo, una

especificación GARCH captura un aprendizaje adaptativo por parte de los agentes del mercado en donde la variabilidad del periodo corriente depende de la variabilidad pasada; más aun si los agentes económicos no conocen el proceso seguido por los fundamentos y lo aprenden a medida que tienen más información. Por otro lado, la existencia de información asimétrica entre los participantes del mercado cambiario y de costos de transacción podría generar fluctuaciones cambiarias con las características modeladas anteriormente (Werner, 1997).

La especificación del modelo de heterocedasticidad condicional autorregresiva generalizado a utilizar en el presente trabajo es el siguiente:

$$\Delta s_t = \mathbf{b}_0 + \sum_{j=1}^4 \mathbf{b}_j D_{jt} + \mathbf{b}_5 H_t + \mathbf{b}_6 INT_t + \mathbf{b}_7 \sqrt{v_t} + \mathbf{e}_t \quad (26)$$

$$\mathbf{e}_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, v_t, n) \quad (26')$$

$$v_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 v_{t-1} + \mathbf{a}_2 \mathbf{e}_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^4 \mathbf{d}_j D_{jt} + \mathbf{j}_1 H_t + \mathbf{l}_1 |INT_t| \quad (26'')$$

En esta especificación Δs_t es el cambio en el logaritmo del tipo de cambio spot entre el periodo t y el periodo $t-1$, D_{jt} son variables dummy para cada día de la semana (i.e. $D_{1t} = 1$ para el lunes), H_t es una variable dummy para los días feriados, la cual toma el valor de 1 al día siguiente del cierre del mercado por razones diferentes a la del fin de semana, INT_t es la variable que captura las operaciones de intervención neta del Banco Central en el momento t , $||$ es el operador valor absoluto y \mathbf{e}_t es el término de perturbación estocástico cuya distribución condicional es una distribución t estandarizada con varianza v_t y n grados de libertad.

4/ El supuesto que se hace en las estimaciones es que el término de perturbación estocástico tiene media cero y su varianza dependerá de su valor anterior y también se verá afectada por el cuadrado de las fluctuaciones cambiarias del periodo.



La ecuación 26 describe un proceso para los cambios diarios del tipo de cambio, permitiendo, a través de la variable $(v_t)^{1/2}$, que los cambios en la varianza de las fluctuaciones afecten los movimientos esperados en el tipo de cambio⁵; mientras tanto la ecuación 26'' describe el comportamiento de su volatilidad.

Hausman (1974) para el periodo 1991-1998, y para el periodo 1994-1998 en la medida que a inicios de la década se aplicaron un conjunto de reformas estructurales (económicas, financieras y comerciales) las cuales habrían introducido una serie de cambios estructurales en la economía.

El modelo se estimó utilizando el procedimiento de Máxima Verosimilitud descrito en Berndt, Hall, Hall y

El logaritmo de la función de verosimilitud en función a los datos es dada por:

$$L_T(\theta) = T \left[\log \Gamma \left(\frac{n+1}{2} \right) - \log \Gamma \left(\frac{n}{2} \right) - \frac{1}{2} \log(n-2) \right] - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^T \left[\log v_t + (n+1) \log(1 + e_t^2 v_t^{-1} (n-2)^{-1}) \right] \quad (27)$$

donde Γ denota la función gamma y $\theta = (\alpha, \beta, \phi, \phi)$.

A continuación presentamos la ecuación de la **media** de las variaciones del tipo de cambio

$$\Delta S_t = b_0 + \sum_{j=1}^4 b_j D_{jt} + b_5 H_t + b_6 INT_T + b_7 \sqrt{v_t} + e_t \quad (28)$$

Cuadro 9				
PARÁMETROS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN 28				
VARIABLES	1991-1998		1994-1998	
	INT (COMPRA)	INT (NETA)	INT (COMPRA)	INT (NETA)
β_0	0.001225 (0.000887)	0.001185 (0.000846)	0.0000266 (0.000793)	0.000654 (0.000673)
$\Sigma \beta_i$	-0.004544* (0.002493)	-0.004604* (0.001876)	0.0014093** (0.000693)	0.0018141 (0.001170)
β_5	-0.002499* (0.000582)	-0.002506* (0.000567)	0.000635** (0.000343)	-0.000641** (0.000379)
β_6	-0.000127* (0.000035)	-0.000121* (0.000023)	-0.0000669* (0.0000028)	-0.0000449* (0.0000207)
β_7	0.167828 (0.118558)	0.171107 (0.110926)	0.092720 (0.210441)	0.094826 (0.198854)
N. OBS.	1890	1890	1065	1065
* Significativo al 5 por ciento **Significativo al 10 por ciento Desviación estándar entre paréntesis				

De los resultados observamos que, las variables dummy tanto para cada día de la semana, como la correspondiente a los días feriados son estadísticamente significativas, en ambos períodos analizados, lo que indicaría la presencia de factores estacionales en la determinación del tipo de cambio. Asimismo, la variable que mide la intervención es estadísticamente

significativa y del signo esperado, negativo, para ambos períodos. Por otro lado, no hay evidencia de un efecto significativo de la volatilidad cambiaria sobre el nivel de las fluctuaciones del tipo de cambio, ya que para ningún período el coeficiente β_7 es significativo estadísticamente.

5/ En este sentido, si el error del periodo $t-1$, ε_{t-1} , es grande, entonces v_t será alta y la especificación adoptada permita que la media de las variaciones cambiarias también reacciones a este aumento en la varianza.



La ecuación de la **varianza** del tipo de cambio

$$v_t = a_0 + a_1 v_{t-1} + a_2 e_{t-1} + j_1 H_t + I_1 |INT_r| \quad (29)$$

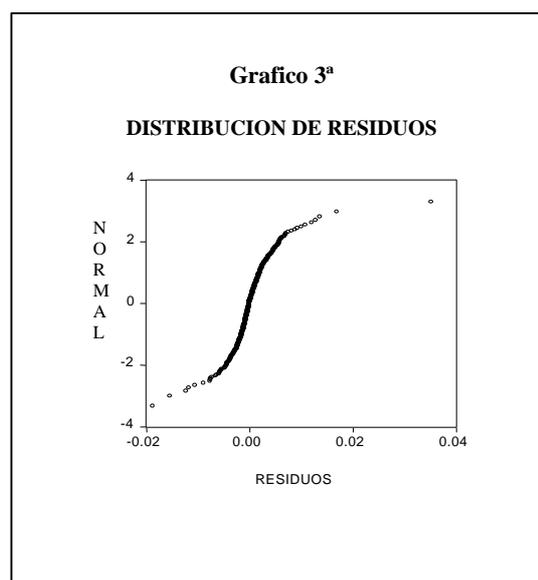
Cuadro 9 ^a				
PARÁMETROS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN 29				
VARIABLES	1991-1998		1994-1998	
	INT (COMPRA)	INT (NETA)	INT (COMPRA)	INT (NETA)
α_0	0.0000133* (0.0000018)	0.0000139* (0.0000012)	0.0000038* (0.0000006)	0.0000023* (0.0000008)
α_1	0.6000000* (0.048534)	0.6000000* (0.008524)	0.600000* (0.044734)	0.600000* (0.074778)
α_2	0.1500000* (0.017887)	0.1500000* (0.011329)	0.150000* (0.019961)	0.150000* (0.023806)
φ_1	-0.0000107* (0.0000018)	-0.0000115* (0.000567)	-0.0000031* (0.0000007)	-0.0000002* (0.0000008)
λ_1	-0.0000005* (0.0000001)	-0.0000005* (0.0000001)	-0.00000017* (0.00000003)	-0.00000011* (0.00000005)
ARCH-TEST	9.185*	13.980*	9.897*	10.247*
Q(8)	11.582*	13.655*	15.965*	10.509*
N. OBS.	1890	1890	1065	1065

* Significativo al 5 por ciento
Desviación estándar entre paréntesis

En los resultados sobre la volatilidad cambiaria se aprecia que el grado de persistencia de la volatilidad, el efecto de innovaciones al tipo de cambio sobre la volatilidad y la variable dummy correspondiente a los días feriados, son estadísticamente significativas y similares para ambos períodos analizados, aún cuando en el caso de variable dummy su contribución marginal es superior en el periodo 91-98 que en el período 94-98.

La variable que mide la intervención, INT, es estadísticamente significativa y de signo negativo para ambos períodos, aún cuando la contribución es superior en el subperíodo 94-98. Este resultado indicaría que la intervención contribuiría a reducir la volatilidad cambiaria, que justificaría la efectividad de la intervención del BCRP. Sin embargo, los residuos estandarizados, de acuerdo a las pruebas Arch y Box-Pierce, no siguen una distribución normal, por lo que la

especificación utilizada no sería la correcta, tal como se observa en gráfico 3a, que contrasta los cuantiles de la distribución normal versus los cuantiles de la distribución de los residuos estandarizados⁶



6/ Si la distribución fuera normal el gráfico debería mostrar una línea de 45°.



A continuación modificamos la especificación de la ecuación de la media de las fluctuaciones cambiarias, eliminando el efecto de la volatilidad cambiaria sobre el nivel de las fluctuaciones del tipo de cambio, por no ser significativo.

$$\Delta s_t = b_0 + \sum_{j=1}^4 b_j D_{jt} + b_5 H_t + b_6 INT_T + e_t \quad (30)$$

Cuadro 9b				
PARÁMETROS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN 30				
VARIABLES	1991-1998		1994-1998	
	INT (COMPRA)	INT (NETA)	INT (COMPRA)	INT (NETA)
β_0	0.002021* (0.000451)	0.001991* (0.000447)	0.000271 (0.000306)	0.000899* (0.000293)
$\Sigma\beta_i$	-0.004491* (0.001887)	-0.004552* (0.001882)	0.001408 (0.001009)	-0.0018031** (0.000814)
β_5	-0.002488* (0.000560)	-0.002495* (0.000562)	0.000632** (0.000337)	-0.000638** (0.000370)
β_6	-0.000120* (0.000030)	-0.000117* (0.000026)	-0.000068* (0.000018)	-0.000053* (0.0000293)
N. OBS.	1890	1890	1065	1065

Desviación estándar entre paréntesis
* Significativo al 5 por ciento
**Significativo al 10 por ciento

$$v_t = a_0 + a_1 v_{t-1} + a_2 e_{t-1} + j_1 H_t + I_1 |INT_r| \quad (31)$$

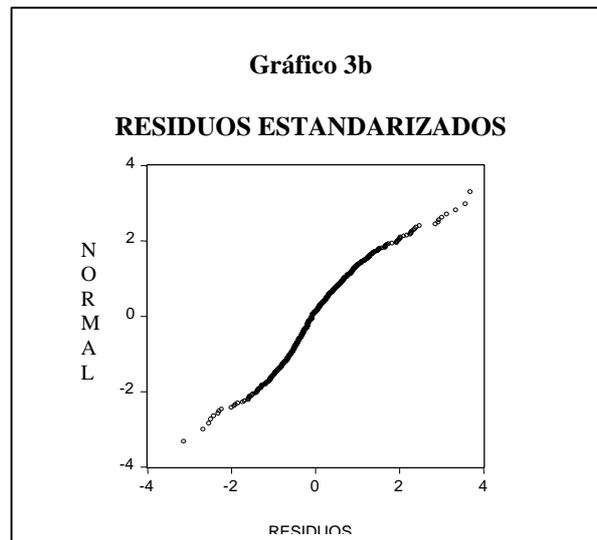
Cuadro 9c				
PARAMETROS DE LA ESTIMACION DE LA ECUACION				
VARIABLES	1991-1998		1994-1998	
	INT (COMPRA)	INT (NETA)	INT (COMPRA)	INT (NETA)
α_0	0.0000126* (0.0000019)	0.0000139* (0.0000019)	0.00000383* (0.00000053)	0.0000026* (0.0000001)
α_1	0.6000000* (0.047140)	0.6000000* (0.045911)	0.6000000* (0.0407300)	0.6000000* (0.073073)
α_2	0.1500000* (0.0170270)	0.1500000* (0.016647)	0.1500000* (0.019240)	0.1500000* (0.023323)
φ_1	-0.0000091* (0.0000019)	-0.0000114* (0.0000019)	-0.0000031* (0.0000008)	-0.0000007* (0.0000001)
λ_1	-0.0000005* (0.0000001)	-0.0000005* (0.0000001)	-0.00000017* (0.00000003)	-0.00000010* (0.00000005)
ARCH-TEST	10.979*	8.730*	10.408*	8.573*
Q(8)	8.544*	12.229*	8.971*	9.251*
N. OBS.	1890	1890	1065	1065

* Significativo al 5 por ciento.
**Significativo al 10 por ciento.
Desviación estándar entre paréntesis



En líneas generales, los resultados son cualitativamente similares a los obtenidos anteriormente tanto para la ecuación de la media como de la varianza. Sin

embargo, los residuos estandarizados (ver gráfico 3b), de acuerdo a las pruebas estadísticas realizadas no muestran una distribución normal.



MODELO EGARCH:

Los resultados anteriores señalan que las restricciones del modelo GARCH no se cumplen dado que los residuos estandarizados no siguen una distribución normal. Este hecho podría reflejar la presencia de un impacto asimétrico de la información manejada por los agentes económicos con respecto a la evolución de los fundamentos cambiarios. Es decir, los incrementos en el tipo de cambio son seguidos por una mayor volatilidad mientras que las disminuciones son seguidas por una menor volatilidad. Para permitir que las

innovaciones extremas tengan un mayor impacto sobre la varianza condicional del siguiente periodo que el considerado en un modelo GARCH estándar, desarrollamos el modelo EGARCH (GARCH exponencial) planteado por Nelson (1991).

Especificamos la misma ecuación de la media de las fluctuaciones cambiarias como en el último caso analizado, en el cual no se toma en cuenta el efecto de la volatilidad cambiaria sobre el nivel de las fluctuaciones del tipo de cambio:

$$\Delta s_t = b_0 + \sum_{j=1}^4 b_j D_{it} + b_5 H_t + b_6 INT_T + e_t \quad (32)$$



Cuadro 9d PARÁMETROS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN 32				
VARIABLES	1991-1998		1994-1998	
	INT (COMPRA)	INT (NETA)	INT (COMPRA)	INT (NETA)
β_0	0.000802* (0.0000749)	0.000788* (0.000073)	0.000777* (0.000116)	0.000739* (0.000118)
$\Sigma\beta_i$	-0.001302* (0.000415)	-0.001363* (0.000309)	0.000612** (0.000314)	-0.000824* (0.000345)
β_5	-0.001214* (0.000102)	-0.001223* (0.000103)	-0.000437* (0.000157)	-0.000443* (0.000163)
β_6	-0.000051* (0.000007)	-0.000047* (0.000006)	-0.000070* (0.000007)	-0.00006* (0.00001)
N. OBS.	1890	1890	1065	1065
Desviación estándar entre paréntesis				
* Significativo al 5 por ciento.				
**Significativo al 10 por ciento.				

Con respecto a la especificación de la ecuación de la varianza, en este contexto modelamos el logaritmo de la varianza condicional. Esto implica que el “leverage effect” es exponencial y no cuadrático, y que las predicciones de la varianza condicional son no negativas.

Bajo esta especificación, la presencia de “leverage effects” puede contrastarse evaluando la hipótesis de que $\gamma_1 < 0$. El impacto es asimétrico si $\gamma_1 \neq 0$

En nuestro estudio, asumiremos un modelo EGARCH(1,1), tal como el presentado a continuación:

$$\log v_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \log v_{t-i} + \sum_{i=1}^q \left[k_i \frac{|e_{t-i}|}{\sqrt{v_{t-i}}} + \frac{e_{t-i}}{v_{t-i}} \right] + b_1 INT_T + b_2 H_t \quad (33)$$

$$\log v_t = a_0 + a_1 \log v_{t-1} + k_1 \frac{e_{t-1}}{v_{t-1}} + k_2 \left[\frac{|e_{t-1}|}{\sqrt{v_{t-1}}} - \sqrt{\frac{2}{p}} \right] + b_1 INT_T + b_2 H_t \quad (34)$$

Cuadro 9e PARÁMETROS DE LA ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN 34				
VARIABLES	1991-1998		1994-1998	
	INT (COMPRA)	INT (NETA)	INT (COMPRA)	INT (NETA)
α_0	-0.922446* (0.072916)	-0.901498* (0.071922)	-7.552222* (0.550296)	-7.634325* (0.527338)
α_1	0.955220* (0.00557)	0.956316* (0.005515)	0.404871* (0.045623)	0.400207* (0.043363)
κ_1	0.023821** (0.01386)	0.023995** (0.013701)	0.090454* (0.023317)	0.103494* (0.022701)
κ_2	0.583123* (0.025324)	0.574018* (0.024904)	0.679306* (0.055256)	0.677419* (0.052972)
β_0	-0.008028* (0.002483)	-0.007609* (0.002499)	-0.079891* (0.009488)	-0.066837* (0.007309)
β_1	-0.050994 (0.085591)	-0.060676 (0.085497)	-0.106616* (0.081340)	-0.122235* (0.081006)
ARCH-TEST	2.289	2.353	1.376	1.348
Q(8)	2.293	2.357	1.382	1.352
N. OBS.	1890	1890	1065	1065
Desviación estándar entre paréntesis				
* Significativo al 5 por ciento				
**Significativo al 10 por ciento.				



Los resultados indican que estadísticamente se verificaría la presencia de un impacto asimétrico sobre la volatilidad del tipo de cambio aún cuando no se verifica la presencia de “leverage effects”. Adicionalmente, se mantiene la significancia estadística de la variable de intervención en ambos periodos analizados y con signo negativo. Cabe señalar que la persistencia de la volatilidad es más alta para el periodo 91-98 que para el periodo 94-98, este resultado se explicaría por el efecto de las reformas estructurales en los primeros años de la década, las cuales habrían introducido en un primer momento una mayor incertidumbre acerca de la evolución de los fundamentos del tipo de cambio. Asimismo, los residuos estandarizados, de acuerdo con las pruebas estadísticas ARCH y Box-Pierce, presentarían una distribución normal; por lo que el modelo EGARCH(1,1) capturaría en mejor medida los patrones subyacentes de la volatilidad cambiaria observada para el caso peruano.

IV. Conclusiones

- Se demuestra que las innovaciones positivas a los agregados monetarios tienen relación directa con las variaciones del tipo de cambio. Esta es una condición necesaria para determinar el cumplimiento de la hipótesis de señalización.
- La evidencia estadística sustenta la hipótesis de señalización en la actuación del BCRP. A partir de ello se puede concluir que la intervención cambiaria del BCRP, tiene la capacidad de influenciar el nivel del tipo de cambio nominal.
- Aun cuando se encuentra evidencia de que los agregados monetarios contienen información estadística para predecir la intervención cambiaria del BCRP, las pruebas estadísticas prueban que el BCRP no subordina sus objetivos monetarios a ningún objetivo cambiario, desechando los argumentos que señalan que el BCRP ha tratado de fijar el tipo de cambio.
- Se ha encontrado un componente asimétrico en la modelación de la volatilidad cambiaria. Ello resalta el hecho de que las informaciones negativas no tienen igual influencia sobre el tipo de cambio que las informaciones positivas, justificando el uso de modelos GARCH exponenciales.
- Aún cuando se observa que la volatilidad cambiaria peruana es menor a la de países con un régimen cambiario similar, si se descuenta el efecto de los períodos turbulentos, que son influenciados por agrupaciones temporales, la medida de volatilidad es similar al de dichos países.
- Existe sustento estadístico de que la intervención del BCRP ha sido efectiva en reducir la volatilidad del tipo de cambio. Ello ha sido más evidente para el período 1994-1998, lo que se explica en parte porque las reformas estructurales más importantes ya se habían llevado a cabo en el período precedente.



Bibliografía

Artus, Jacques [1976] Exchange Rate Stability and Managed Floating: The Experience of the Federal Republic of Germany. *International Monetary Fund Staff Papers*, Vol. 32, No 2.

Berndt, Ernst; Hall, Bronwyn; Hall, Robert; Hausman, Jerry [1974]. Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models, *Annals of Economic and Social Measurement*, No 4

Bernanke, Ben A.; Blinder, Alan [1992] The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review*, Vol. 82, No. 4.

Branson, William [1976] Leaning Against the Wind as Exchange Rate Policy. *Paper presented to the Geneva Conference on Exchange Market Uncertainty*.

Christiano, Lawrence; Eichenbaum, Martin [1992] Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock. En Cukierman, Alex; Hercowitz, Zvi; Leiderman, Leonardo Eds., *Political Economy, Growth and Business Cycles*. Cambridge, MA., MIT Press.

Diebold, Francis; Nerlove, Marc [1989] The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor Arch Model, *Journal of Applied Econometrics* Vol. 4.

Dominguez, Kathryn [1993] Does Central Bank Intervention Increase the Volatility of Foreign Exchange Rates, *National Bureau of Economic Research Working Paper* No 4532

Dominguez, Kathryn; Frankel, Jeffrey [1993] Does Foreign Exchange Intervention Matter? The

Portfolio Effect. *American Economic Review*, Vol 83, No. 5.

Hsieh, David [1988] The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983, *Journal of International Economics*, Vol 24.

Hsieh, David [1989] Modelling Heteroskedasticity in Daily Foreign Exchange Rates, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 7, No 3

Kaminsky, Graciela; Lewis, Karen [1993] Does Foreign Exchange Intervention Signal Future Monetary Policy? *National Bureau of Economic Research Working Paper* No 4298.

Kenen, Peter [1975] Floats, Glides and Indicators. *Journal of International Economics*, Vol. 5, No. 2.

Lewis, Karen K. [1993] El Proceso de Aprendizaje en los Regímenes Cambiarios. *Cuadernos Económicos del ICE*, Vol 53 No. 1.

Mussa, Michael [1981] The Role of Official Intervention. *Group of Thirty Occasional Papers*, No 6 Group of Thirty, New York.

Nelson, Daniel [1991] Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, Vol. 59 No. 2.

Werner, Alejandro [1997] Un Estudio Estadístico sobre el Comportamiento de la Cotización del Peso Mexicano frente al Dólar y de su Volatilidad. *Documento de Investigación* No 9701, Banco de México, Dirección General de Investigación Económica.

Westerfield, Janice [1977] An Examination of Foreign Exchange Risk Under Fixed and Floating Rate Regimes, *Journal of International Economics*, Vol. 7.



Anexo 1

PAISES SELECCIONADOS: VOLATILIDAD DEL TIPO DE CAMBIO EN PERIODOS TURBULENTOS Y PERIODOS CALMOS

	AUSTRALIA	NUEVA ZELANDA	CANADA	REINO UNIDO	ALEMANIA	JAPÓN	PERÚ	MÉXICO
1991								
3 MESES MÁS VOLÁTILES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	1,795	3,224	0,945	5,609	6,164	3,707	17,663	0,483
DESV. EST.	0,176	1,308	0,364	1,593	2,169	1,255	6,997	0,122
COEF. VARIABILIDAD.	0,098	0,406	0,385	0,284	0,352	0,339	0,396	0,252
OTROS NUEVE MESES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	0,960	0,968	0,320	1,488	1,902	0,970	3,658	0,317
DESV. EST.	0,421	0,401	0,131	1,134	1,322	0,729	3,292	0,142
COEF. VARIABILIDAD.	0,439	0,414	0,411	0,762	0,695	0,752	0,900	0,448
1992								
3 MESES MÁS VOLÁTILES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	3,208	2,595	2,250	8,329	5,105	3,267	10,285	1,015
DESV. EST.	0,499	1,087	0,386	3,396	2,148	0,703	3,127	0,212
COEF. VARIABILIDAD.	0,155	0,419	0,171	0,408	0,421	0,215	0,304	0,209
OTROS NUEVE MESES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	0,625	0,786	0,676	2,084	1,548	1,378	3,213	0,157
DESV. EST.	0,444	0,486	0,542	0,945	1,047	0,862	1,958	0,195
COEF. VARIABILIDAD.	0,710	0,618	0,802	0,453	0,676	0,625	0,609	1,242
1993								
3 MESES MÁS VOLÁTILES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	3,584	1,980	1,575	4,885	3,958	3,641	4,085	1,236
DESV. EST.	0,529	0,601	0,476	2,118	0,303	0,364	0,463	0,323
COEF. VARIABILIDAD.	0,148	0,304	0,302	0,434	0,077	0,100	0,113	0,262
OTROS NUEVE MESES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	1,030	0,680	0,655	1,095	1,498	1,624	1,851	0,206
DESV. EST.	0,881	0,385	0,288	0,806	1,032	0,925	1,015	0,187
COEF. VARIABILIDAD.	0,856	0,566	0,440	0,737	0,689	0,570	0,549	0,907
1994								
3 MESES MÁS VOLÁTILES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	2,911	2,375	1,777	1,983	2,847	3,693	1,900	7,282
DESV. EST.	0,343	0,291	0,087	0,613	0,639	1,322	0,419	6,217
COEF. VARIABILIDAD.	0,118	0,122	0,049	0,309	0,224	0,358	0,220	0,854
OTROS NUEVE MESES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	0,800	0,909	0,685	0,860	1,251	0,960	0,461	0,708
DESV. EST.	0,598	0,594	0,590	0,470	0,777	0,516	0,376	0,506
COEF. VARIABILIDAD.	0,747	0,654	0,861	0,547	0,621	0,538	0,815	0,715



	AUSTRALIA	NUEVA ZELANDA	CANADA	REINO UNIDO	ALEMANIA	JAPÓN	PERÚ	MÉXICO
1995								
3 MESES MÁS VOLÁTILES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	2,136	2,472	1,734	1,667	4,545	7,944	2,239	24,198
DESV. EST.	0,543	0,708	0,516	0,105	1,599	0,415	0,329	14,014
COEF. VARIABILIDAD.	0,254	0,286	0,298	0,063	0,352	0,052	0,147	0,579
OTROS NUEVE MESES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	0,934	0,531	0,727	0,726	1,411	1,694	0,454	3,231
DESV. EST.	0,477	0,319	0,362	0,472	0,791	1,974	0,235	2,327
COEF. VARIABILIDAD.	0,511	0,601	0,498	0,650	0,561	1,165	0,517	0,720
1996								
3 MESES MÁS VOLÁTILES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	1,938	1,863	1,340	2,701	2,122	2,866	1,924	2,330
DESV. EST.	0,136	0,364	0,422	1,713	0,446	0,940	0,649	0,627
COEF. VARIABILIDAD.	0,070	0,196	0,315	0,634	0,210	0,328	0,337	0,269
OTROS NUEVE MESES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	0,583	0,744	0,408	0,456	1,112	0,872	0,545	0,851
DESV. EST.	0,460	0,450	0,236	0,269	0,498	0,706	0,466	0,516
COEF. VARIABILIDAD.	0,789	0,604	0,577	0,590	0,448	0,810	0,855	0,607
1997								
3 MESES MÁS VOLÁTILES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	3,881	4,039	1,586	3,226	3,844	4,481	1,619	3,338
DESV. EST.	1,077	1,099	0,345	1,081	0,499	0,624	0,546	2,355
COEF. VARIABILIDAD.	0,277	0,272	0,218	0,335	0,130	0,139	0,337	0,705
OTROS NUEVE MESES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	1,432	0,899	0,599	1,032	1,711	2,114	0,405	0,543
DESV. EST.	0,965	0,662	0,379	0,676	0,855	1,344	0,253	0,381
COEF. VARIABILIDAD.	0,674	0,736	0,633	0,655	0,500	0,636	0,625	0,702
1998								
3 MESES MÁS VOLÁTILES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	4,695	4,228	2,089	2,330	3,763	6,987	2,317	6,088
DESV. EST.	0,032	1,196	0,951	0,507	1,059	2,876	0,382	3,667
COEF. VARIABILIDAD.	0,007	0,283	0,455	0,217	0,281	0,412	0,165	0,602
OTROS NUEVE MESES								
MEDIA ABSOLUTA DE VAR. %	2,038	1,896	0,837	0,781	0,950	1,738	0,833	1,094
DESV. EST.	1,112	0,933	0,413	0,429	0,765	1,138	0,493	1,105
COEF. VARIABILIDAD.	0,545	0,492	0,494	0,549	0,806	0,654	0,592	1,010