

RIESGO CAMBIARIO Y RIESGO TASA DE INTERES EN LA BANDA DE FLOTACION

UMBERTO DELLA MEA¹

ABSTRACT

This document discusses the consequences of the exchange rate band width over the relationship between exchange rate risk and interest rate risk. It is found that the exchange rate risk is a positive function not only of the band width but also of the degree of floatation within it.. Contrary to the traditional results , the evolution of the interest rate risk is not necessarily the opposite, for it depends on a set of market factors that this paper proceeds to discuss.

The empirical analysis for Uruguay confirms the result with respect to the exchange rate risk and suggests a negative trade -off or a positive association between the exchange rate band width and the interest rate risk. The reason for that may rest on the source of the exchange rate shocks for the exchange rate variability comes more from stock market imperfections than from short-run money demand fluctuations .

RESUMEN

Este documento analiza el comportamiento del riesgo cambiario y del riesgo tasa de interés dentro de una banda de flotación. Se encuentra que el riesgo cambiario es una función positiva tanto de la amplitud de la banda como del grado de flotación dentro de ella, pero a diferencia del resultado tradicional en la literatura sobre el tema, se estima que el comportamiento del riesgo tasa de interés no es necesariamente el inverso sino que depende de una serie de factores que el documento discute.

1 Banco Central del Uruguay - Area de Investigaciones Económicas. Los conceptos involucrados en el trabajo son de estricta responsabilidad del autor, no comprometiéndolo, por tanto, la opinión institucional del Banco Central del Uruguay.

El análisis de la evidencia empírica reciente en Uruguay confirma los resultados respecto del tipo de cambio, y sugiere que en lugar del *trade-off* con el riesgo tasa de interés, se encuentra una asociación definitivamente positiva. Esto podría deberse a que los shocks que alimentan la variabilidad del tipo de cambio provienen más bien de imperfecciones en los mercados de activos financieros que de fluctuaciones de corto plazo en la demanda de moneda.

I. INTRODUCCION

El concepto de *convergencia nominal* y de *estabilidad* subyace a múltiples decisiones de política cambiaria. Esto es válido no sólo cuando un grupo de países acuerdan en conjunto sostener un régimen cambiario y monetario común -tal como puede ser contemporáneamente el caso del Sistema Monetario Europeo (*SME*)-, sino también cuando países pequeños utilizan unilateralmente compromisos cambiarios con monedas más estables a modo de ancla nominal en el marco de sus planes de estabilización domésticos.

En su seminal documento, Canzoneri y Gray [1985] ofrecían múltiples ejemplos de como la elección del régimen cambiario puede ser contemplada como el resultado de un juego de coordinación monetaria bajo escenarios alternativos. Un poco más en particular, el problema de la convergencia nominal como complemento de la convergencia real y prerrequisito de la creación de una zona europea de estabilidad monetaria se encuentra presente en la concepción del *SME* y la literatura que lo acompaña (e.g., EC [1989], Bini Smaghi [1989], Connolly y Kröger [1993]). Tradicionalmente, dentro del *SME*, el concepto de convergencia nominal ha estado estrechamente relacionado a una intensificada coordinación monetaria, a una mayor predictibilidad de los tipos de cambio, pero también a la convergencia y estabilidad de los niveles de precios y las tasas de interés.

En lo que concierne a las tasas de interés, la importancia de este tema no es menor, si es que -tal como discuten Artis y Taylor [1993]- el riesgo de tasas de interés afecta negativamente a un conjunto de agentes más amplio que el propio riesgo cambiario. En efecto, la inestabilidad de los tipos de interés dificulta el cálculo económico y distorsiona los equilibrios macroeconómicos. Como señala Werner [1995], en la medida en que la cobertura del riesgo de tasa de interés no es una práctica ampliamente difundida en la economía y que una buena parte de las transacciones financieras se realizan a las tasas nominales vigentes, la volatilidad de las tasas de interés arriesga a convertirse en volatilidad en las tasas reales *ex-post*, con las consecuentes redistribuciones no deseadas de riqueza y el consecuente potencial para generar problemas financieros. De modo que el hecho de que pueda existir una estrecha relación entre la naturaleza del compromiso cambiario y el riesgo de tasas de interés hace importante analizar este aspecto. Si se asume que el riesgo total de la economía está dado, entonces una disminución del riesgo cambiario debería transferirlo hacia

otra variable macroeconómica. El candidato normal, de acuerdo a los modelos usuales, es la tasa de interés.

No obstante lo señalado, y a pesar de la relativa cantidad de literatura que explora sobre la relación entre riesgo cambiario e inestabilidad de precios (e.g., Beetsma y Van der Ploeg [1992], Sutherland [1995]), no existen muchos modelos teóricos que se ocupen del problema desde el punto de vista de las tasas de interés. En particular, pueden citarse los aportes de Svensson [1991, 1994], quien desarrolla la idea de este *trade-off* entre el riesgo cambiario y riesgo de tasas de interés en el marco de la literatura sobre bandas de flotación, o Ayuso [1995], quien alternativamente formula un modelo que, además de reproducir varios resultados comunmente observables en la realidad, permite a estas dos variables evolucionar ya sea en la misma dirección o en direcciones opuestas dependiendo de ciertos factores de mercado.

Si bien nuestro tópico no ha sido extensamente desarrollado desde el punto de vista teórico, sí ha sido empíricamente evaluado aunque sin llegar a un acuerdo unánime (véase, e.g., Rogoff [1985], Gros y Thygesen [1988], Artis y Taylor [1988, 1993], Ayuso [1991], o Pesaran y Robinson [1993]). Hasta el momento, parece resultar claro que no existe evidencia empírica incontestable en favor de un caso u otro. Más bien ambas relaciones parecen coexistir, siendo que la asociación negativa o positiva domina sobre la otra dependiendo de las condiciones de los mercados, en el espíritu del modelo formulado por Ayuso [1995]. En cualquier caso, el análisis empírico presenta el problema de no poder aislar las relaciones puras de los efectos de políticas coyunturales, el contexto internacional, o las perturbaciones idiosincráticas en los mercados financieros. Si aceptamos la importancia de minimizar la inestabilidad de las tasas de interés, entonces debiéramos contar con un modelo teórico que contribuya, más allá de estos problemas, a comprender los efectos de asumir compromisos cambiarios más rígidos sobre la inestabilidad de las tasas de interés. Esto es, como forma de determinar si uno de los precios que necesariamente deben ser pagados para obtener una mayor estabilidad cambiaria es un incremento en la inestabilidad en la tasa de interés.

En nuestro trabajo seguiremos la siguiente estructura: la sección II repasa el modelo básico de bandas de flotación de Krugman [1991] y Svensson [1991], focalizando en lo que concierne a la naturaleza de la relación entre variabilidad condicional del tipo de cambio y del diferencial

de tasas de interés. La sección III formula una extensión de ese modelo básico, que -a diferencia de éste- permite generar distintos tipos de relaciones según la fuente de las perturbaciones. Este modelo ayuda a comprender la influencia en un sentido u otro de factores de distinta naturaleza, en el espíritu del modelo formulado por Ayuso [1995] aunque con el mérito de una mayor simplicidad. Por último, la sección IV aporta un análisis empírico del mercado de cambios y de dinero uruguayo sobre la base de modelos con heteroscedasticidad condicional.

II. EL MODELO DE BASE

El modelo básico para el análisis de la variabilidad del tipo de cambio y de las tasas de interés que tomaremos como referencia tiene su origen en Svensson [1991]. Si bien este modelo está construido sobre la base de los desarrollos iniciales de Krugman [1991], Froot y Obstfeld [1991a, 1991b], y otros en el marco de la literatura sobre bandas de flotación, debe tenerse presente que esta puede a su vez considerarse como una generalización de los enfoques tradicionales sobre los tipos de cambio fijos y flotantes (e.g., Sutherland [1995]), por lo cual los resultados aquí reportados poseen una validez que trasciende a esta literatura en particular.

En su versión más ortodoxa, este modelo básico es un simple modelo monetario definido por el siguiente conjunto de ecuaciones (donde todas las variables -con la excepción de las tasas de interés- están expresadas en logaritmos):

$$m - p = y - \lambda i - v \quad (1)$$

$$i = i^* + \frac{Eds}{dt} \quad (2)$$

$$s = p - p^* \quad (3)$$

La primera ecuación es una clásica función de demanda de moneda, donde los saldos reales $m-p$ son una función positiva del nivel de ingreso y , y negativa de la tasa de interés doméstica i . La demanda de moneda está sujeta a un shock aleatorio n que sigue un proceso browniano sin tendencia:

$$dv = sdz \quad (4)$$

donde dZ sigue a su vez un proceso normalizado de Gauss-Wiener. La segunda ecuación representa la paridad descubierta de tasas de interés, mientras que la tercera impone la paridad de poderes de compra. En particular, el tipo de cambio s flota entre un límite superior y un límite inferior $[s_L, s^U]$, sobre los cuales la autoridad monetaria interviene -y así los agentes lo esperan- para evitar que el mismo se salga por fuera de esta zona objetivo previamente determinada. Cuando la amplitud de la zona objetivo tiende a infinito, el análisis converge al caso de flotación pura. Por el contrario, cuando la amplitud de la zona se estrecha, el análisis converge al caso de fijación. Realizando las sustituciones adecuadas, y definiendo por comodidad $p^* = i^* = y = 0$, se obtiene una expresión para el tipo de cambio:

$$\tilde{s} = (m + v) + \lambda \frac{Eds}{dt} = x + \lambda \frac{Eds}{dt} \quad (5)$$

donde la variable aleatoria x representa a sus fundamentos de mercado. De la aplicación del lema de Itô al valor de la depreciación esperada, resultará una ecuación diferencial de segundo orden cuya solución define a su vez una relación no-lineal y determinística entre el tipo de cambio y sus fundamentos de mercado, mejor conocida en la literatura como *curva-S* (véase Krugman [1991]). Para el caso de bandas de flotación simétricas, donde $s \in [-s_L, s^U]$, esta expresión se define como:

$$\tilde{s} = x - \frac{\sinh(\theta x)}{\theta \cosh(\theta x^U)}; \quad \theta = \sqrt{\frac{2}{\lambda \sigma^2}} \quad (6)$$

donde el valor particular del denominador se determinará en base a ciertas condiciones de borde, de las cuales se deriva a su vez el intervalo de variación de los fundamentos. En este caso simétrico, se verificará también que $x \in [-x_L, x^U]$. Nótese en la expresión [7] que la derivada del tipo de cambio es positiva y menor que la unidad, por lo cual se desprende que la imposición de bandas posee un efecto estabilizador sobre el tipo de cambio:

$$\frac{d\tilde{s}[x]}{dx} = 1 - \frac{\cosh(\theta x)}{\cosh(\theta x^U)} \quad (7)$$

Este efecto -conocido en la literatura como de *luna de miel*- proviene del hecho de que los movimientos en los fundamentos se encuentran atenuados cuando se trasladan a movimientos en el tipo de cambio, debido a que la depreciación esperada se mueve en sentido opuesto a este. Esto po-

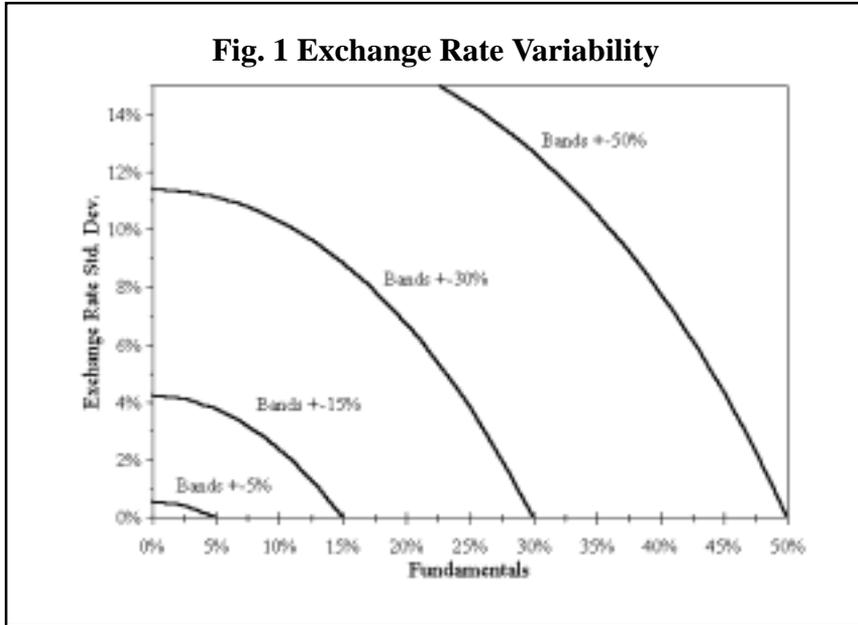
see consecuencias importantes sobre la variabilidad del tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés. Así, por ejemplo, el tipo de cambio será insensible a movimientos en sus fundamentos sobre los bordes, por lo que su variabilidad será nula en esos puntos. Podría eventualmente ser demostrado en particular que este resultado, conocido como condición de *smooth pasting*, es equivalente a una condición de no arbitraje (véase e.g., Dixit [1991]).

Consideremos ahora, siguiendo a Svensson [1991], la expresión del error estándar condicional -o instantáneo- para el tipo de cambio, el cual asimilaremos en lo sucesivo a nuestro concepto de variabilidad condicional, o riesgo. De la aplicación del lema de Itô se tendrá que:

$$\sigma_s^2 = \left(\frac{d\tilde{s}[x]}{dx} \right)^2 \sigma^2 \rightarrow \sigma_s = \frac{d\tilde{s}[x]}{dx} \sigma \quad (8)$$

De esta expresión surge que la variabilidad del tipo de cambio se incrementa: (1) cuanto mayor es la variabilidad s de los fundamentos; (2) cuanto más nos acercamos al centro de las bandas, debido a que el efecto estabilizador de estas sobre el tipo de cambio disminuye; o (3) cuanto mayor amplitud tienen las bandas, para cada nivel de los fundamentos, puesto que la pendiente de la *curva-S* tiende a la unidad y el modelo tiende a reproducir los resultados del así llamado *enfoque monetario del tipo de cambio*. En resumen, puede decirse que el proceso que sigue tipo de cambio será estocástico, no-lineal y heteroscedástico. La relación entre el nivel actual de los fundamentos, la amplitud de las bandas, y el error estándar condicional se encuentra ilustrada en la Fig. 1, a continuación²:

² Simulado para valores estándar de los parámetros: $\lambda=2$, $\sigma^2=0.05$. Los gráficos están medidos en porcentajes logarítmicos.



El diferencial de tasas de interés, por su parte, también es un proceso de Itô. Teniendo en cuenta que éste puede alternativamente ser escrito como:

$$\delta = i - i^* = \frac{E ds}{dt} = \frac{\tilde{s}[x] - x}{\lambda} \quad (9)$$

entonces su varianza condicional se define de acuerdo a la siguiente expresión:

$$\sigma_{\delta}^2 = \left(\frac{d\delta}{dx} \right)^2 \sigma^2 = \left(\frac{d \left\{ \frac{\tilde{s}[x] - x}{\lambda} \right\}}{dx} \right)^2 \sigma^2 = \left(\frac{\frac{d\tilde{s}[x]}{dx} - 1}{\lambda} \right)^2 \sigma^2 \quad (10)$$

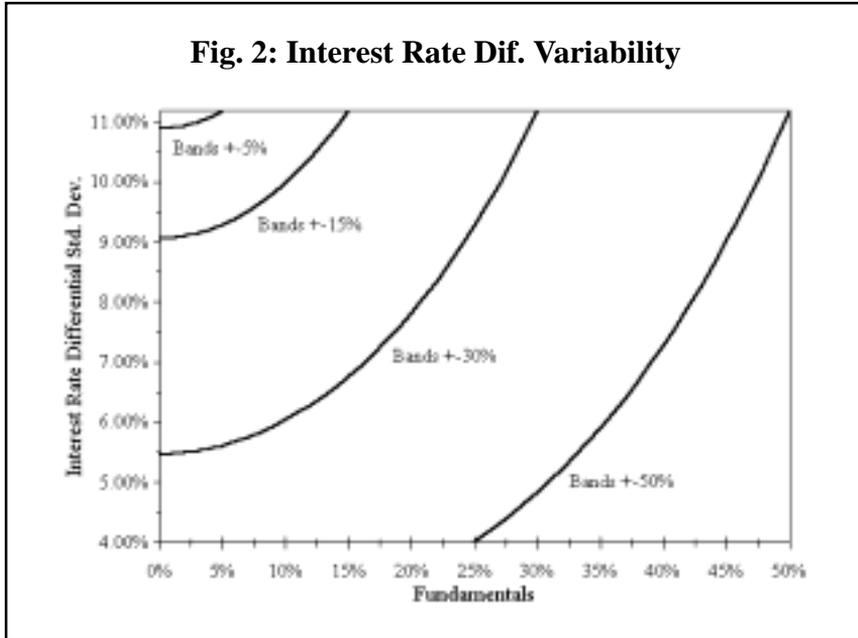
Al ser el término entre paréntesis negativo, su error estándar vendrá dado finalmente por la expresión:

$$\sigma_{\delta} = -\frac{1}{\lambda} \left(\frac{d\tilde{s}[x]}{dx} - 1 \right) \sigma \quad (11)$$

A partir de la misma, se deduce inmediatamente que la variabilidad condicional del diferencial será una función positiva de: (1) el nivel de variabilidad de los fundamentos; (2) la cercanía a los bordes de la banda de flotación; y (3) la estrechez de estas bandas, para todo nivel de los fundamentos. En el caso extremo de flotación, la variabilidad del tipo de cambio es igual a la de los fundamentos (debido a que se pierde totalmente el efecto estabilizador de las bandas y la pendiente de la *curva-S* tiende a uno), mientras que la variabilidad del diferencial de tasas de interés es nulo. En el caso opuesto de fijación, cuando el ancho de las bandas tiende a cero, la variabilidad del tipo de cambio se reduce. Sin embargo, debe notarse que en el caso del diferencial de tasas de interés parece existir una discontinuidad en el límite: mientras que en este análisis la variabilidad converge a su límite máximo σ/λ cuando las bandas tienden a cero, en un sistema de fijación absoluta y creíble este diferencial sería nulo. Pero tal como Svensson hace notar, este resultado tan particular se debe a que en este modelo consideramos el comportamiento de tasas de interés instantáneas³ al tiempo que la amplitud de la banda es infinitesimal. Si se hiciera el análisis respecto de tasas de interés a plazos finitos, el diferencial de tasas de interés también convergería a cero. De todos modos, los sistemas de tipos de cambio fijos (inclusive los acuerdos de Bretton Woods o el propio patrón oro) han históricamente funcionado más bien como bandas de flotación que como un sistema de fijación absoluta, por lo que nuestro análisis conserva aún su vigencia.

La relación entre variabilidad de las tasas de interés, el nivel de los fundamentos, y la amplitud de las bandas, se encuentra graficada en la Fig. 2:

³ O a efectos prácticos, podemos imaginar su equivalente en tiempo discreto: la tasa en el mercado de dinero *call* u *overnight*.

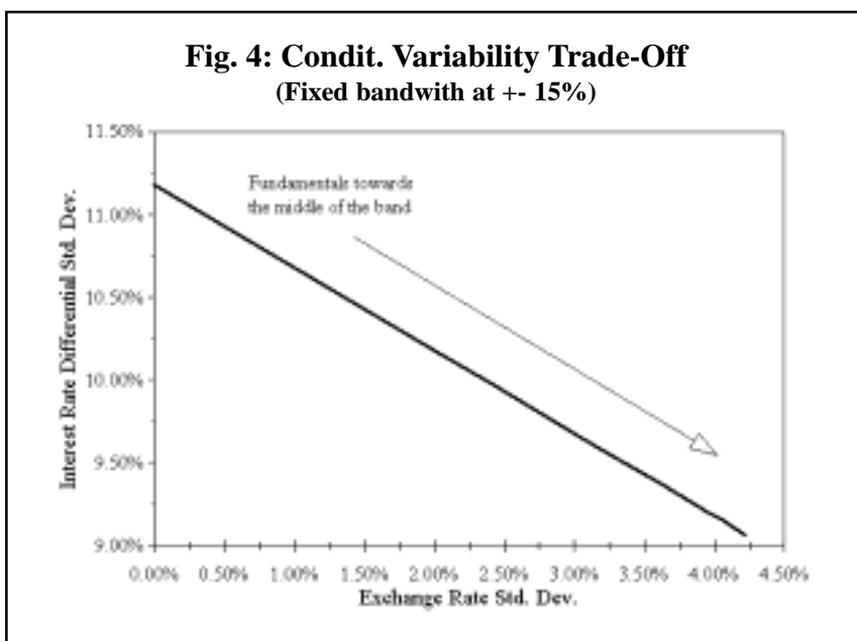
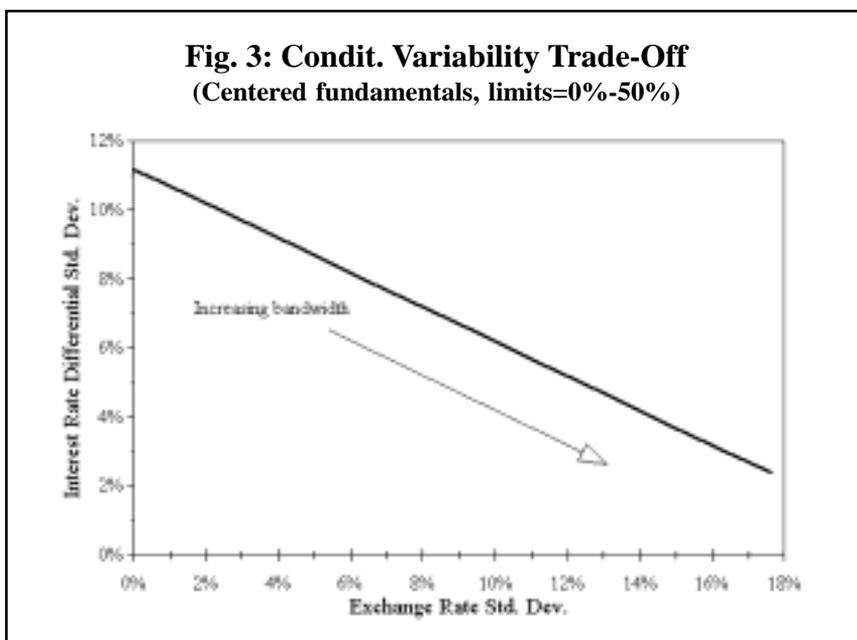


Combinando las expresiones para la variabilidad del tipo de cambio y del diferencial de tasas se aprecia inmediatamente que:

$$\sigma_s + \lambda\sigma_\delta = \sigma \quad [12]$$

de donde resulta evidente la existencia de un *trade-off* lineal entre ambas variables. Dada una cierta variabilidad de los fundamentos, la posición relativa del tipo de cambio dentro de la banda de flotación determinará la distribución de esta variabilidad entre el tipo de cambio y el diferencial de tasas de interés. Cuanto más nos encontremos cerca de los límites, menor será la variabilidad del tipo de cambio debido a que éste se vuelve más insensible a sus fundamentos, y mayor la variabilidad del diferencial de tasas de interés.

Esta asociación lineal y negativa entre ambas variables puede apreciarse gráficamente en las Figs. 3 y 4, a continuación:



En la Fig. 3, se simula el *trade-off* entre ambas variabilidades cuando la amplitud de las bandas de flotación se incrementa desde 0 hasta $\pm 50\%$, para un mismo valor de los fundamentos⁴. Puede observarse que, tal como fuera previsto, la variabilidad del diferencial de tasas de interés disminuye paulatinamente, al tiempo que se incrementa la variabilidad del tipo de cambio. En el límite, en el caso de flotación pura, la variabilidad del tipo de cambio tenderá a ser idéntica a la de sus fundamentos, y la del diferencial de tasas de interés será nula.

En la Fig. 4, por otro lado, se ilustra el caso en que la amplitud de las bandas está fija al $\pm 15\%$, mientras los fundamentos se desplazan desde los límites hacia el centro. También en este caso, y como fue sugerido anteriormente, el análisis muestra que la variabilidad del tipo de cambio se incrementa al tiempo que la del diferencial de tasas de interés se reduce.

III. UNA EXTENSION DEL MODELO BASICO.

El problema con el modelo desarrollado anteriormente, es que -como en tantos otros aspectos- sus resultados no siempre se encuentran avalados por la evidencia empírica. En efecto, el análisis de las varianzas condicionales del tipo de cambio y del diferencial de tasas de interés no siempre confirma la existencia de un *trade-off*, sino que por el contrario muchas veces sugieren una asociación más bien positiva. Esto implica que el modelo básico necesita alguna clase de extensión, de modo de ajustar estas anomalías y poder adaptarse mejor a la realidad.

Algunos escasos desarrollos ya fueron efectuados en este sentido. Tal como hace notar Ayuso [1995], muchos trabajos se han ocupado acerca de los efectos de las políticas cambiarias sobre la variabilidad del nivel de actividad o del nivel de precios (e.g., Beetsma y Van Der Ploeg [1992], Sutherland [1995]), pero pocos lo han hecho sobre la variabilidad del tipo de cambio y su relación con el diferencial de tasas de interés. Entre estos últimos, Svensson [1991, 1994] fundamenta siempre la existencia de un *trade-off*, el cual convenientemente explotado justificaría a su vez la existencia de bandas de flotación a través del otorgamiento un cierto grado de independencia monetaria a pesar de un tipo de cambio relativamente fijo.

4 En este caso particular, estos fueron arbitrariamente situados en el medio de la banda.

No obstante, Ayuso [1995] desarrolla por su lado un modelo alternativo donde un conjunto de shocks de diferente naturaleza y ciertas reglas de decisión de la autoridad monetaria permiten explicar la posibilidad de que el esperado *trade-off* entre variabilidad cambiaria y variabilidad del diferencial de tasas de interés pueda tornarse en una asociación positiva, evolucionando ambas variables en la misma dirección.

En esta sección propondremos una simple extensión alternativa del modelo básico, completamente diferente de la propuesta por Ayuso, pero que también genera bajo ciertas condiciones una vinculación positiva entre las variables que nos ocupan. Esta extensión tiene respecto de aquella la virtud de una mayor simplicidad, y se basa esencialmente en el conjunto de siguientes ecuaciones:

$$m - p = y - \lambda i - v \quad (13)$$

$$i = i^* + \frac{Eds}{dt} + \omega \quad (14)$$

$$s = p - p^* \quad (15)$$

Tal como puede apreciarse, en esta implementación del modelo no se requiere que la paridad abierta de tasas de interés deba necesariamente verificarse. Si bien este supuesto puede parecer como *ad-hoc* en una primera instancia, no hace sino recoger un hecho que se observa a menudo, y es que las tasas de interés domésticas parecen mantener sesgos más o menos sistemáticos, ya sea por encima o por debajo de las tasas de paridad, y que estos desvíos muestran una cierta inercia en desaparecer o cambiar de signo. Las razones que pueden explicar este fenómeno son varias, y no necesariamente se relacionan con la falta de credibilidad del compromiso cambiario. Este desvío ω -al cual por comodidad nos referiremos en lo sucesivo como *premio*- puede explicarse por la existencia de expectativas de realineamiento de las paridades, por primas de riesgo cambiario variables, por rigideces en los procesos de ajuste, o por imperfecciones en el funcionamiento de los mercados de capital. En todo caso, se trata de un ruido en el sistema que proviene del imperfecto funcionamiento de estos mercados, más que de movimientos aleatorios en la velocidad de circulación del dinero.

A los efectos prácticos, asumiremos que este premio se comporta de modo estocástico y autorregresivo, experimentando un fenómeno de reversión de media⁵. Estas características pueden ser aproximadas por un proceso de difusión del tipo Ornstein-Uhlenbeck:

$$d\omega = -\mu\omega dt + \sigma_{\omega} dZ' \quad (16)$$

donde dZ' es otro proceso aleatorio normalizado de tipo Gauss-Wiener, con varianza unitaria e independiente del proceso dZ que subyace a la variable aleatoria v .

Una forma alternativa de ver este problema, utilizando una idea primeramente introducida por Werner [1995] en un contexto diferente, es asumir que la variable w representa el efecto sobre la paridad de tasas de interés de una expectativa no nula de realineamiento de la paridad central⁶. En este caso, el diferencial de tasas de interés se explica por dos componentes: la expectativa de realineamiento dentro de la banda $E ds/dt$, más el realineamiento esperado w . En la medida en que este último evolucione estocásticamente siguiendo un proceso browniano con volatilidad σ_{ω} , nos encontramos con un modelo formalmente equivalente.

Sustituyendo apropiadamente y asumiendo una vez más -sin pérdida de generalidad- que $p^* = i^* = y = 0$, se obtiene la ecuación básica de comportamiento del tipo de cambio:

$$\tilde{s} = (m + v + \lambda\omega) + \lambda \frac{E ds}{dt} = x + \lambda \frac{E ds}{dt} \quad (17)$$

A partir de aquí se comprende que la modelización adoptada posee la virtud de conducir a un problema formalmente parecido al planteado en el modelo básico, aunque el comportamiento aleatorio proviene ahora también de una fuente adicional. Siguiendo a Bertola y Svensson [1993], esta-

5 Este supuesto no interviene decisivamente en el razonamiento que sigue, ya que los mismos resultados podrían derivarse para un proceso más simple con *drift* nulo. Simplemente se toma a efectos de no violentar la imaginación del lector, limitando las posibilidades de un crecimiento indefinido del *premio*.

6 Esta variable representa el producto del tamaño del salto por su probabilidad de ocurrencia. Se asume por comodidad que cuando el realineamiento tiene lugar, los fundamentos cambian en la misma proporción y la posición relativa del tipo de cambio dentro de la banda no es afectada, aunque este supuesto no es crucial para el análisis.

mos en condiciones de definir ahora a los nuevos fundamentos x como la variable compuesta $\{m + v + \lambda\omega\}$, donde en particular nos interesará especificar su error estándar como:

$$\sigma_x = \sqrt{\sigma_v^2 + \lambda^2 \sigma_\omega^2} \quad (18)$$

La solución por los procedimientos estándar (e.g., Froot y Obstfeld [1991b], Delgado y Dumas [1992]) definirá una vez más una relación no lineal, determinística y positiva entre el tipo de cambio y sus fundamentos, donde

$$\tilde{s} = \tilde{s}[x, \omega]$$

Definiendo alternativamente el diferencial de tasas de interés del modo siguiente:

$$\delta = i - i^* = \frac{Eds}{dt} + \omega = \frac{1}{\lambda} (\tilde{s}[x] - x) + \omega = \frac{\tilde{s}[x] - m - v}{\lambda} \quad (19)$$

puede obtenerse una expresión para el error estándar condicional, tanto del tipo de cambio como del diferencial de tasas de interés. Nótese que, dada la definición de la variable compuesta, en el caso particular en que $\sigma_\omega = 0$, la segunda fuente de aleatoriedad desaparece y nuestro modelo converge al modelo básico, donde $\sigma_x = \sigma_v$ y los resultados sobre el *trade-off* en variabilidades se mantienen. Pero si por el contrario tomamos $\sigma_v = 0$ (en cuyo caso v es una constante y $x = x[\omega]$), entonces $\sigma_x = \lambda\sigma_\omega$. En estas condiciones, de la aplicación del lema de Itô surge que:

$$\sigma_s^2 = \left(\frac{d\tilde{s}[x]}{dx} \frac{\partial x}{\partial \omega} \right)^2 \sigma_\omega^2 \rightarrow \sigma_s = \frac{d\tilde{s}[x]}{dx} \lambda \sigma_\omega \quad (20)$$

mientras que por otra parte la expresión para el error estándar del diferencial de tasas de interés vendrá dada por:

$$\sigma_\delta^2 = \left(\frac{d \left\{ \frac{\tilde{s}[x] - m - v}{\lambda} \right\}}{dx} \frac{\partial x}{\partial \omega} \right)^2 \sigma_\omega^2 \rightarrow \sigma_\delta = \frac{d\tilde{s}[x]}{dx} \sigma_\omega \quad (21)$$

A partir de estas dos últimas expresiones se observa inmediatamente el siguiente resultado:

$$\sigma_s = \lambda \sigma_\delta \quad (22)$$

Nótese que a diferencia del resultado anterior, en el cual se observaba un *trade-off* lineal entre ambas variables, este otro extremo genera entonces una asociación positiva entre el error estándar condicional del tipo de cambio, y el error estándar del diferencial de tasas de interés. Ambas medidas son función positiva de la varianza de los fundamentos, así como del valor de la derivada del tipo de cambio (la cual es a su vez positiva dentro de su rango de variación, y nula en los extremos debido a las condiciones de *smooth pasting*, de donde se sigue que ambas variabilidades son nulas cuando nos acercamos a los bordes de la banda).

Este resultado es razonable. En el modelo más ortodoxo, la variabilidad en la velocidad de circulación de la moneda puede -en equilibrio- compensarse ya sea con variaciones en el mismo sentido en el tipo de cambio, o con variaciones en el diferencial de tasas de interés en sentido opuesto. Debido a esta estrecha relación, todo aumento en la variabilidad de uno de ellos debe necesariamente compensarse con un menor requerimiento de la variabilidad en el otro. En nuestra extensión, la variabilidad del diferencial de tasas de interés es de origen exógeno, y a través de la demanda de moneda se traduce directamente en variabilidad del tipo de cambio.

Lo que nuestro razonamiento pretende sugerir, es que en la medida en que el modelo básico genera un *trade-off* entre la variabilidad del tipo de cambio y las tasas de interés, mientras que esta variante genera una asociación positiva, entonces las realizaciones de las variables que se observan en la realidad responderán al peso relativo de cada uno de los dos casos. El hecho de que se observe una asociación positiva o negativa entre ambas variables dependerá de una multiplicidad de factores, entre los cuales se destacan la importancia relativa de ambos shocks, los parámetros del problema, y de la posición relativa del tipo de cambio dentro de su intervalo de variación.

Las Figs. 5 y 6 corresponden a una simulación del modelo que acabamos de introducir, donde ambos errores estándar fueron tomados $\sigma_v = \sigma_\omega = 0.05$, el valor de λ se mantiene igual al caso anterior, y sólo para simplificar los cálculos se asume que el proceso de ω posee un *drift* $\mu=0$.

Téngase en cuenta que en este caso la expresión de las varianzas condicionales para el tipo de cambio y las tasas de interés serán, respectivamente:

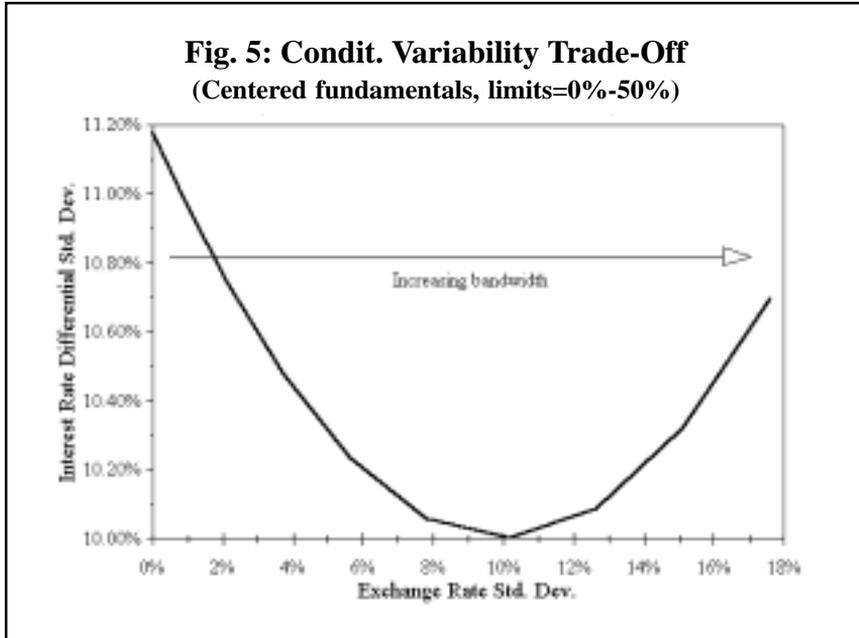
$$\sigma_s = \sqrt{\left(\frac{d\tilde{s}[x]}{dx}\right)^2 \sigma_v^2 + \lambda^2 \left(\frac{d\tilde{s}[x]}{dx}\right)^2 \sigma_\omega^2} \quad (23)$$

y

$$\sigma_\delta = \sqrt{\frac{1}{\lambda^2} \left(\frac{\partial \delta}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial v} - \frac{\partial \delta}{\partial v}\right)^2 \sigma_v^2 + \left(\frac{\partial \delta}{\partial x} \frac{\partial x}{\partial \omega}\right)^2 \sigma_\omega^2} \quad \text{ó}$$

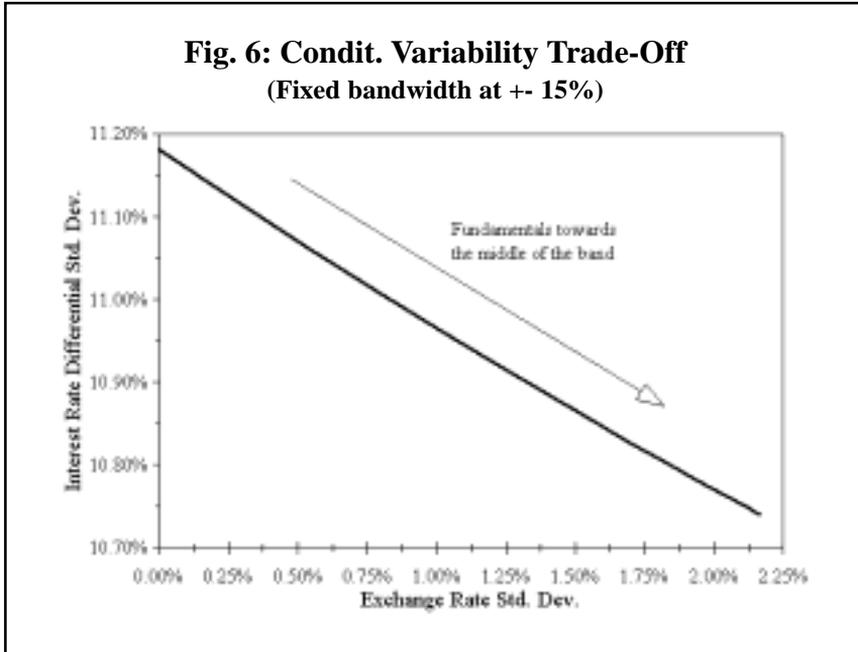
$$\sigma_\delta = \sqrt{\frac{1}{\lambda^2} \left(\frac{d\tilde{s}[x]}{dx} - 1\right)^2 \sigma_v^2 + \left(\frac{d\tilde{s}[x]}{dx}\right)^2 \sigma_\omega^2} \quad (24)$$

En particular, la Fig. 5 muestra la relación generada para un mismo nivel de los fundamentos (los cuales están situados en el centro de la banda de flotación), al tiempo que el ancho de las bandas aumenta desde cero hasta un máximo de $\pm 50\%$. Puede apreciarse que para valores pequeños de la banda de flotación, el efecto estabilizador de las bandas es muy fuerte y la pendiente de la *curva-S* es muy baja. En esta situación, el efecto negativo domina al positivo y la variabilidad del diferencial de tasas de interés disminuye cuando la del tipo de cambio aumenta. En este tramo se mantiene el resultado básico de un *trade-off* en variabilidades. No obstante, a partir de un cierto momento la situación se revierte, en la medida en que el efecto estabilizador de las bandas se pierde y la pendiente de la *curva-S* tiende a la unidad. En ese caso, la asociación positiva comienza a dominar, y ambas variabilidades comienzan a aumentar juntas.

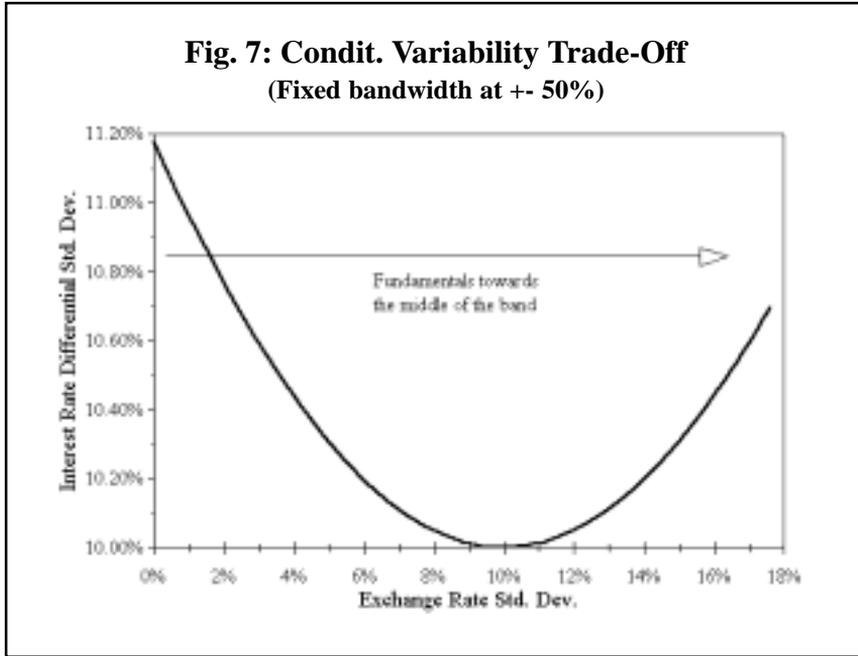


En el límite, cuando la amplitud de las bandas es infinita y el tipo de cambio flota, la varianza del tipo de cambio tenderá a ser igual a la de sus fundamentos, al tiempo que la variabilidad del diferencial de tasas de interés tenderá a ser igual a σ_{ω} .

En las Figs. 6 y 7, por otra parte, se simula un problema análogo, pero cuando la amplitud de las bandas esta dada. En este caso, los cambios en provienen de la posición relativa del tipo de cambio dentro de su rango de variación, el cual en estos casos está limitada al $\pm 15\%$ y $\pm 50\%$ respectivamente. Evidentemente, el hecho de que domine un efecto u otro, estará determinado -entre otras cosas- por el valor de la pendiente de la *curva-S* en el centro de la banda. Cuánto más amplias sean las bandas, mayor será la pendiente y más dominará la asociación positiva entre ambas. En la medida en que las bandas sean estrechas y mayor sea su efecto estabilizador, más se tenderá a observar un *trade-off* entre ambas variables. Así, en la Fig. 6, donde se representa el problema para una amplitud de bandas del $\pm 15\%$, el efecto estabilizador de las bandas aún es alto y la pendiente de la *curva-S* es aún muy baja, inclusive en el medio de las bandas. El resultado es una línea suavemente descendente, dado que el efecto negativo domina en todo el rango de variación.



No obstante, si -dados los mismos parámetros del problema- elevamos la amplitud de las bandas a un $\pm 50\%$, se observa que inmediatamente comienza a hacerse sentir el efecto de la asociación positiva originada en sw en la medida en que nos acercamos al centro de las bandas. Mientras que la asociación negativa domina en los bordes, donde las condiciones de *smooth pasting* imponen que el efecto estabilizador de las bandas es total, la asociación positiva domina en el centro. Este efecto puede apreciarse en la Fig. 7 para el intervalo relevante:



De aquí podría inferirse que el hecho de que se observe una asociación positiva o negativa entre la variabilidad condicional del tipo de cambio y del diferencial de tasas de interés dentro de una banda de flotación depende de una multiplicidad de factores, entre los que se incluyen los parámetros del modelo, la amplitud de las bandas, la posición relativa del tipo de cambio dentro de estas, y la naturaleza de los shocks recibidos. En particular, este modelo sugiere que sería más verosímil esperar asociaciones positivas entre la variabilidad del tipo de cambio y del diferencial de tasas de interés:

- en la medida en que la varianza de los shocks w sobre la paridad de tasas de interés sea mayor que la varianza de los shocks n sobre la demanda de dinero, puesto que la asociación positiva proviene más bien de aquella fuente de variación.
- para un valor dado de las varianzas de estos shocks, en la medida en que las bandas de flotación sean más amplias y por lo tanto el efecto estabilizador de las mismas se diluya. En este caso, la pendiente de

la *curva-S* tiende a la unidad y la transmisión doblemente positiva del efecto de σ_{ω} sobre σ_s y σ_{δ} es aún mayor.

- idem, en la medida en que nos encontremos más hacia el centro de las mismas, por la misma razón.

Desde un punto de vista más práctico, y a los efectos del análisis macroeconómico, existirán momentos en los cuales el *trade-off* es dominante, y otros en los cuales lo será la asociación positiva. Los primeros serán aquellos en los cuales la principal fuente de perturbaciones provenga de una mayor variabilidad en la demanda de saldos reales, tal como suele ser el caso de sus fluctuaciones intramensuales *à la Baumol*. Este es un problema bien conocido por las autoridades monetarias, las que a menudo se ven obligadas a realizar intervenciones de corto plazo para regular la liquidez excedentaria. Si este es el caso, el mantenimiento de un tipo de cambio más estable puede estar asociado en equilibrio una gran variabilidad en las tasas de interés y la asociación resultante es de naturaleza negativa. No obstante, existen otros momentos en los cuales las perturbaciones pueden provenir más bien de un imperfecto funcionamiento del mercado de capitales. Este puede ser el caso de los períodos de turbulencia en los mercados de cambio, en los cuales las tasas de interés se encuentran a menudo persistentemente desalineadas respecto de su paridad. En estos períodos, es verosímil observar un incremento de la variabilidad del tipo de cambio dentro de sus márgenes de fluctuación, asociado también a una gran variabilidad en el diferencial de tasas de interés. Por supuesto, entre ambos casos extremos existe un continuo de posibilidades en los cuales sólo se observará la resultante de ambas fuerzas.

En resumen, en la medida en que la autoridad monetaria mantenga preferencias por una mayor estabilidad del tipo de cambio, esta teoría sugiere que puede lograrla ya sea reduciendo la amplitud de las bandas, o alternativamente jugando con la posición relativa del tipo de cambio dentro de estas de modo de desplazarlo hacia los bordes. Debido a que indirectamente ello implica afectar la tasa de interés, aquí nos encontramos nuevamente con el argumento de Svensson [1994] en favor de las bandas de flotación como modo de recuperar una cierta independencia de la política monetaria con tipo de cambio fijo. No obstante, los efectos sobre la variabilidad condicional inducida en el diferencial de tasas de interés no son necesariamente del signo opuesto a la variabilidad del tipo de cambio. En la medida en que las bandas tiendan a angostarse, o que el tipo de cambio se

desplace hacia los bordes, será más verosímil observar un aumento en la variabilidad del diferencial de tasas de interés al tiempo que se reduzca la variabilidad del tipo de cambio. Pero en la medida en que nos encontremos situados hacia el centro de bandas suficientemente amplias, y dependiendo de la naturaleza de los shocks dominantes, una asociación positiva puede llegar a resultar más verosímil. Como la variabilidad del tipo de cambio tiende a su máximo hacia el centro de las bandas, la variabilidad del diferencial de tasas de interés también puede ser elevada. En cualquier caso, y tal como puede apreciarse en las Figs. 6 y 7, existirá un punto en el interior de las bandas donde la variabilidad condicional del diferencial de tasas de interés sea mínima.

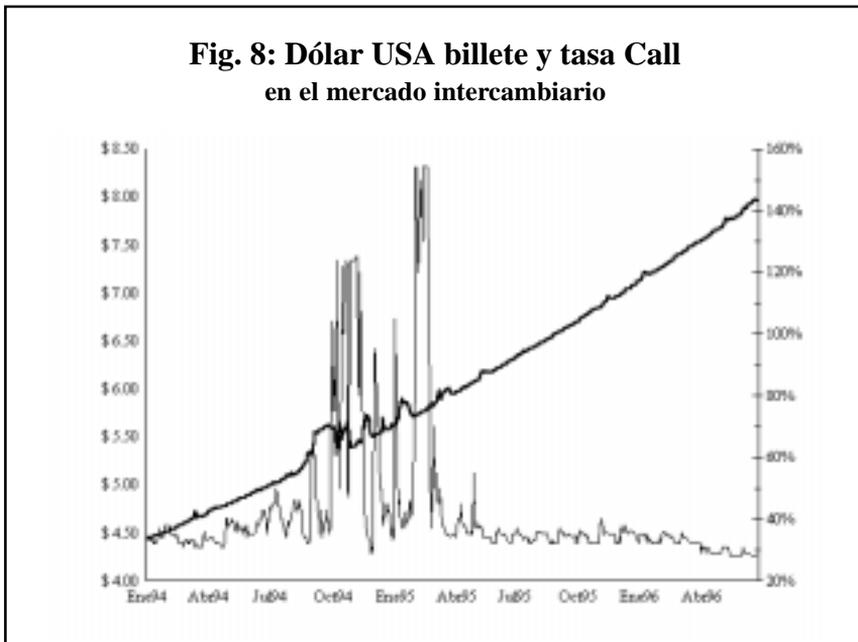
IV. RIESGO CONDICIONAL DEL TIPO DE CAMBIO Y DE LA TASA DE INTERES EN EL URUGUAY RECIENTE

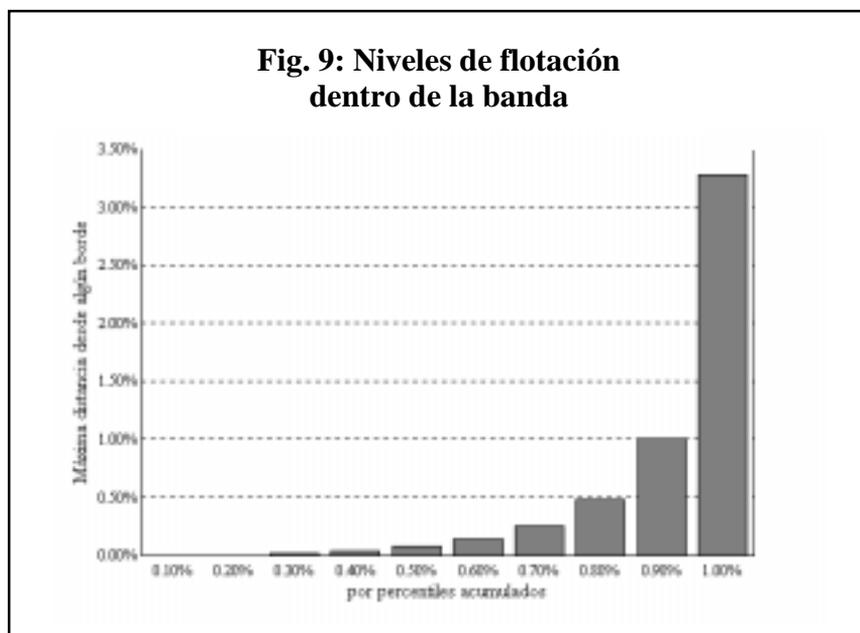
En las secciones anteriores hemos presentado y discutido la relación entre la variabilidad condicional del tipo de cambio y de la tasa de interés en el contexto de la teoría de las bandas de flotación. Si bien esta teoría difícilmente pueda ser mecánicamente extrapolada al Uruguay, posee la virtud de ayudar a comprender la relación entre ambas variables en un contexto generalizado, más allá de la tradicional dicotomía entre tipos de cambio fijos y flotantes. En particular, en esta sección analizaremos la evidencia empírica disponible sobre el tipo de cambio y la tasa de interés en la historia uruguaya reciente, y trataremos de fundamentar que la relación entre la variabilidad de ambas variables es más bien positiva que negativa, no habiendo la menor evidencia en favor de un *trade-off*. Si esto es efectivamente así, entonces la autoridad monetaria ha tenido un argumento adicional en favor de la estabilización del tipo de cambio contra la banda inferior: además de estabilizar la variable en sí, automáticamente contribuyó a estabilizar la tasas de interés.

Concentraremos nuestro análisis en las 614 observaciones diarias que comprenden el período Enero 2, 1994 ~ Junio 30, 1996. La serie de tipo de cambio corresponde al Dólar USA Billeto (*ask*), en el mercado interbancario local. La serie de tasas de interés corresponde a la tasa de corto plazo *call* en el mismo mercado. Si bien sería nuestro deseo poder obtener conclusiones para tasas de más largo plazo, esto limitaría los grados de libertad del análisis debido a que el número de observaciones sería

muy inferior. La alternativa de utilizar valores diarios de alguna serie de tasa de interés a plazos mayores tampoco es oportuna porque esto tiene efectos indeseables sobre las propiedades de los estimadores.

Durante el período mencionado (y desde un tiempo antes), el tipo de cambio ha flotado en una banda de un 7% de amplitud. El Banco Central fija diariamente los límites inferior y superior de la misma, así como su ritmo de desplazamiento. La cotización de la moneda extranjera en el mercado interbancario se determina entonces en algún lugar dentro de la banda de acuerdo a las condiciones de ese mercado. La tasa *call*, por su lado, se determina en el mercado interbancario de acuerdo a las condiciones corrientes de liquidez, la tasa de interés en moneda extranjera y el ritmo de desplazamiento de la banda, así como en función de factores relacionados a la perfecta o imperfecta credibilidad del compromiso cambiario, la volatilidad condicional del tipo de cambio, u otros. En condiciones normales, es de esperar que esta tasa, además de reflejar las condiciones de liquidez, arbitre con la paridad abierta. Por último, y dado que se trata de una tasa diaria, también podemos considerar que nos aproximamos a las condiciones de análisis en tiempo continuo sobre el cual hemos desarrollado las secciones anteriores.





Pero las analogías entre este mercado y el que hemos analizado teóricamente no pasan de aquí. Por una parte, en nuestra realidad las bandas no están fijas sino que se desplazan a un cierto ritmo. Por el otro, el mercado uruguayo se ha caracterizado porque el tipo de cambio se encuentra casi sistemáticamente recostado a la banda inferior. Esto se debe a las condiciones del mercado, pero también a las intervenciones que realiza el Banco Central dentro de la banda, aunque no directamente sobre el tipo de cambio sino más bien indirectamente sobre las condiciones de liquidez y la tasa de interés doméstica, las cuales a su vez repercuten sobre el tipo de cambio. Una interpretación del efecto de estos cambios en los supuestos básicos sobre el comportamiento del dólar dentro de la banda de flotación ha sido analizado previamente por Julio de Brun [1993]. Sin embargo, y a pesar de que algunas diferencias de importancia en la distribución del tipo de cambio resultan aparentes (e.g., la función de densidad ya no tiene forma de U), esperamos que de todos modos el modelo general y su extensión contribuyan a interpretar los resultados aquí reportados.

Obviamente, existen múltiples formas de separar los componentes esperado y no esperado de una serie. En este documento hemos elegido dos caminos, de modo de tener una verificación cruzada. En primer lugar, uti-

lizamos una aproximación a través de series de tiempo, donde buscamos identificar un proceso de tipo Box-Jenkins [1976], a cuyos residuos se les ajusta un proceso *GARCH* (Engle [1982], Bollerslev [1986]). Este último permite tener una proyección del error estándar en la predicción, condicional a la información disponible en el día anterior. Esto puede ser perfectamente asimilado a nuestro concepto de incertidumbre condicional, o riesgo. En segundo lugar, y dado que un cierto margen de subjetividad es inevitable en la determinación del modelo *ARIMA-GARCH*, complementamos el análisis tomando una medida más objetiva de la impredecibilidad, la cual viene dada directamente por su volatilidad, definida como la variabilidad cuadrática media de las cinco observaciones más recientes. El análisis se realiza para las series tomadas en primeras diferencias (logarítmicas, en el caso del tipo de cambio), como forma de eliminar todo rastro de no estacionariedad.

Cuadro 1: Tests de raíz unitaria *ADF*.

	Test ADF
Tipo de Cambio (diferencias logarítmicas)	-21.693 (0.00%)
Tasa de interés (primeras diferencias)	-21.131 (0.00%)

• nivel de significación entre paréntesis

El perfil temporal de estas series puede apreciarse en las Figs. 10 y 11, a continuación, donde pueden apreciarse los *clusters* de variabilidad que caracterizan a las series con procesos *GARCH*.

Fig.10: Dólar USA merc. intercambiario
Variaciones diarias

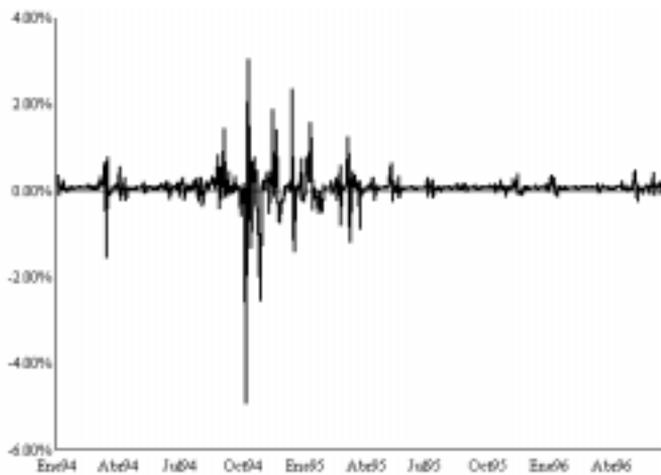
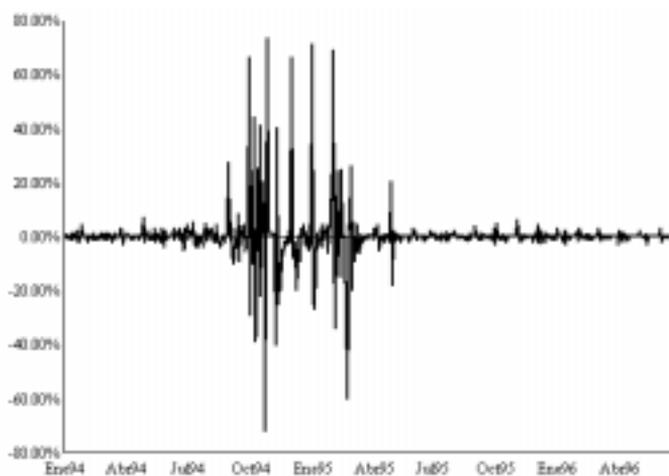


Fig.11: Tasa Call merc. interbancario
Variaciones diarias



Del análisis efectuado en las series surge que los modelos mejor comportados fueron respectivamente:

Cuadro 2: Modelo *ARIMA-GARCH* para el tipo de cambio

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3) \nabla \ln s_t = c + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \approx N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1}$$

	PERIODO: Ene.02/94 - Jun.30/96 614 obs.
<i>c</i>	0.783 x 10 ⁻⁰³ (10.53)
ϕ_1	0.409 (17.53)
ϕ_2	0.120 (4.051)
ϕ_3	-0.084 (-3.57)
α_0	0.430 x 10 ⁻⁰⁵ (15.53)
α_1	0.689 (19.35)
β	0.032 (2.56)
ARCH(5)*	14.01 (1.56%)
ARCH(5) s/residuos normalizados*	0.22 (99.8%)

• Salvo indicación en contrario, el estadístico-*t* figura entre paréntesis.

* *ARCH*(*q*) es el test χ^2 de heteroscedasticidad condicional de Engle [1982]. El nivel de significación correspondiente figura entre paréntesis.

Cuadro 3: Modelo *ARIMA-GARCH* para la tasa de interés.

$$\nabla \ln i_t = \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t / \Omega_{t-1} \approx N(0, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \beta h_{t-1}$$

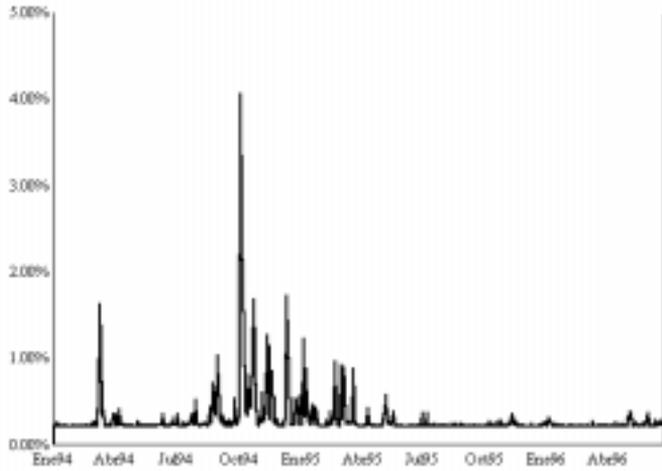
	PERIODO: Ene.02/94 - Jun.30/96 614 obs.
α_0	0.192 x10-02 (29.35)
α_1	0.849 (14.87)
α_2	0.028 (6.56)
β	0.316 (19.03)
ARCH(5)*	50.36 (0.00%)
ARCH(5) s/residuos normalizados*	0.45 (99.4%)

• Salvo indicación en contrario, el estadístico-*t* figura entre paréntesis.

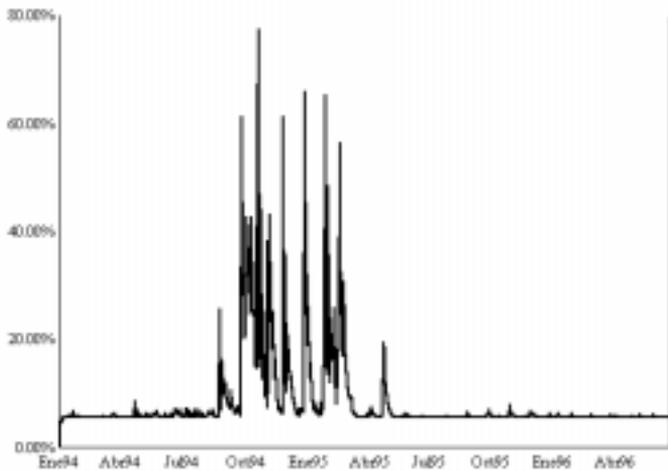
* *ARCH*(*q*) es el test χ^2 de heteroscedasticidad condicional de Engle [1982]. El nivel de significación correspondiente figura entre paréntesis.

Tal como puede apreciarse, los tests de heteroscedasticidad condicional sobre los residuos brutos para una estructura de 5 rezagos aceptan significativamente la existencia de un proceso *ARCH*. Los mismos tests ejecutados sobre los residuos normalizados luego de la estimación del proceso no rechazan ahora la hipótesis nula de ausencia de un proceso *ARCH*. Esto sugiere que los modelos utilizados fueron efectivos en remover este patrón de los residuos, y por lo tanto retenemos sus resultados como una razonable representación de la incertidumbre condicional. Las proyecciones del error estándar condicional obtenido para ambos modelos puede apreciarse en las Figs. 12 y 13, a continuación:

**Fig. 12: Incertidumbre Condicional
Dólar USA merc. intercambiarlo**

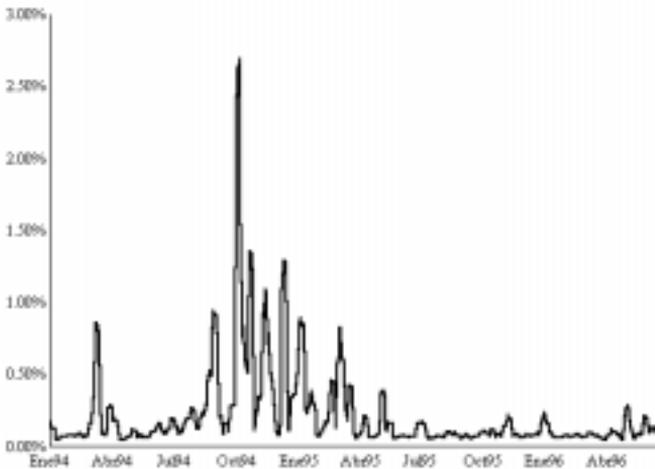


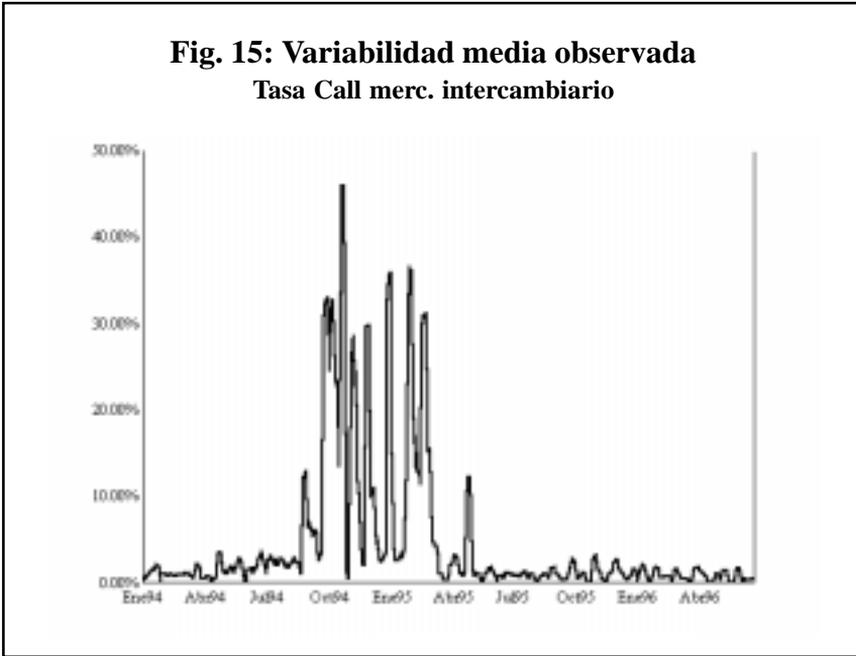
**Fig. 13: Incertidumbre Condicional
Tasa Call merc. intercambiarlo**



Teniendo en cuenta que un cierto nivel de subjetividad en la elección del modelo es inevitable, y a efectos de complementar esta visión con un enfoque diferente, consideramos ahora una medida de volatilidad condicional que promedia las variaciones cuadráticas de los últimos cinco cierres del mercado. Esta aproximación tiene la virtud de eliminar la subjetividad implícita en la elección de una especificación particular *ARIMA-GARCH*, reemplazándola por un criterio un poco más objetivo donde el grado de subjetividad sólo queda localizado en el número de observaciones que se promedian. De ajustarse a este criterio, la volatilidad implícita en las series puede ser reflejada en las Figs. 14 y 15, donde -tal como puede apreciarse- el perfil temporal no es demasiado diferente del obtenido a partir del modelo de heteroscedasticidad condicional.

Fig. 14: Variabilidad media observada
Dólar USA merc. intercambiario





Sólo resta entonces determinar la naturaleza de la correlación entre ambas medidas de volatilidad, y posteriormente ver si el signo de esta correlación está de algún modo relacionado con la posición relativa del tipo de cambio dentro de la banda de flotación. Para ello, en primer lugar, analizaremos la relación entre el nivel de riesgo cambiario y el riesgo tasa de interés con el nivel de flotación dentro de la banda. En condiciones normales, el riesgo cambiario debiera ser mínimo sobre el borde y creciente hacia adentro. Esta presunción aparece comprobada por la evidencia empírica. Pero el comportamiento del riesgo tasa de interés será más dependiente de la naturaleza de los shocks: en la medida en que el funcionamiento del modelo se parezca más al modelo básico de Krugman-Svensson se encontrará un *trade-off*, pero en la medida en que los shocks provengan en menor medida del mercado monetario, y más del mercado de capitales, es esperable que la asociación tenderá a ser más bien positiva.

Seguidamente, analizaremos la relación entre ambas medidas de riesgo. Para ello observamos el comportamiento del coeficiente de correlación entre la volatilidad del tipo de cambio y la volatilidad de la tasa de interés, y el coeficiente de la regresión de uno sobre otro. Teniendo en cuenta que

por las razones expuestas en las secciones anteriores la relación puede cambiar de signo, el cálculo de los coeficientes fué separado en dos grupos: el grupo de observaciones próximas a uno de los bordes de la banda de flotación (usualmente el inferior, dado el comportamiento observado), y las que corresponden a un nivel de flotación mayor. El límite entre ambos se situó arbitrariamente en un 1%, aunque debe mencionarse que los resultados son muy robustos ante cambios significativos en esta cifra. Los resultados respectivos se reportan en los Cuadros 4 y 5, a continuación:

Cuadro 4: Asociación entre riesgo cambiario, riesgo tasa de interés y nivel de flotación dentro de la banda.

	Modelo ARIMA-GARCH	Modelo de Variabilidad Media
Coefficiente de correlación entre la distancia desde el borde y σ_s, σ_i → para el tipo de cambio: → para la tasa de interés:	0.38906 0.26748	0.53357 0.330957
Coefficiente de regresión de σ_s y σ_i sobre la distancia desde los bordes → para el tipo de cambio: → para la tasa de interés	0.0016 (10.42) 0.0351 (6.85)	0.0025 (15.55) 0.0394 (8.03)

• estadístico-*t* entre paréntesis.

Cuadro 5: Asociación entre riesgo cambiario y riesgo tasa de interés

	Modelo ARIMA-GARCH	Modelo de Variabilidad Media
Coefficiente de correlación $\sigma_{s,i}$ → zona cercana a los bordes: → zona de mayor flotación:	0.28513 0.35782	0.43066 0.37777
Coef. de regresión de σ_i sobre σ_s → zona cercana a los bordes: → zona de mayor flotación:	11.7641 (6.95) 7.88922 (2.99)	13.0346 (11.14) 9.26364 (3.19)

• estadístico-*t* entre paréntesis.

Aunque evidentemente los resultados aquí mencionados son condicionales a las dos especificaciones aquí retenidas, las conclusiones sugeridas apuntan en la misma dirección. Estas conclusiones pueden resumirse del siguiente modo:

En primer lugar, y de acuerdo a lo postulado por el modelo básico, se encuentra que la incertidumbre condicional del tipo de cambio aumenta a medida que el tipo de cambio se interna hacia el medio de la banda.

En segundo lugar, se encuentra que la variabilidad condicional de la tasa de interés también aumenta cuando el tipo de cambio se interna en la banda. Si bien el modelo tradicional de zonas objetivo para el tipo de cambio postula que aquella debería ser decreciente, ya fue demostrado que este resultado se derivaba del hecho de que la única fuente de aleatoriedad provenía del mercado monetario. Una tendencia hacia el crecimiento dentro de la banda puede derivarse de la introducción de una fuente adicional de aleatoriedad proveniente del mercado de activos financieros.

Evidentemente, el hecho de que uno pueda observar una asociación negativa o positiva entre variabilidades dependerá entonces del peso relativo de ambas variabilidades. En la medida en que las perturbaciones monetarias sean lo suficientemente importantes, la variabilidad condicional de la tasa de interés será decreciente hacia el medio de la banda, y la correlación entre variabilidades será negativa. En el caso en que ambas variabilidades coexistan, el *trade-off* será más probable hacia los extremos de la banda y la asociación positiva en el medio. Finalmente, en el caso que nos ocupa, la correlación ha resultado sistemáticamente positiva, tanto para valores cercanos al borde de la banda como para valores intermedios. Esto nos induce a pensar que -por mucho- la principal fuente de incertidumbre condicional ha provenido durante el período del funcionamiento del mercado financiero, y no del mercado monetario. Por otra parte, esto también sugiere que uno no debiera buscar en la inestabilidad de demanda de moneda de corto plazo las razones principales de la volatilidad observada en el tipo de cambio y las tasas de interés durante el período. Esto es válido para los períodos en los cuales el dólar ha flotado, pero también para aquellos en los cuales se ha mantenido cercano a su borde.

Finalmente, y en la medida en que se acepten los resultados anteriores -principalmente en lo que concierne a la asociación positiva-, entonces también se aceptará que la autoridad monetaria ha tenido un doble argu-

mento en sus intentos por mantener el tipo de cambio estabilizado contra el borde inferior: por una parte, disminuir la incertidumbre cambiaria en sí. Por el otro, estabilizar la tasa de interés doméstica.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Artis, M.J. and Taylor, M.P., 1988**, *Exchange Rate Capital Controls and the European Monetary System: Assessing the Track Record*, en Giavazzi, Micossi and Miller, eds., *The European Monetary System*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Artis, M.J. y Taylor, M.P., 1993**, *The Stabilizing Effect of the ERM on Exchange Rates and Interest Rates: an Empirical Investigation*, IMF Working Paper 93/67.
- Ayuso, J., 1991**, *Los efectos de la entrada de la Peseta en el SME sobre la volatilidad de las variables financieras españolas*, Banco de España-Servicio de Estudios, Documento de Trabajo N° 9106.
- Ayuso, J., 1995**, *Is There a Trade-Off between Exchange Rate Risk and Interest Rate Risk?*, Banco de España-Servicio de Estudios, Documento de Trabajo N° 9529.
- Beetsma, R., y Van Der Ploeg, F., 1992**, *Exchange Rate Bands and Optimal Monetary Accomodation under a Dirty Float*, CEPR Discussion Paper N° 725.
- Bertola, G. y Svensson, L.E.O., 1993**, *Stochastic Devaluation Risk and the Empirical Fit of Target Zone Models*, Review of Economic Studies 60(3), 689-712.
- Bini Smaghi, L., 1989**, *Fiscal Prerequisites for Further Monetary Convergence in the EMS*, Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review 169.
- Bollerslev, T., 1986**, *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics 31, 307-327.
- Box, G.E.P. y Jenkins, J.M., 1976**, *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, San Francisco, Holden Day.
- Canzoneri, M. y Gray, J.A., 1985**, *Monetary Policy Games and the Consequences of Non-Cooperative Behavior*, International Economic Review 26(3), 547-564.
- Connolly, B. y Kröger, J., 1993**, *Economic Convergence in the Integrating Community Economy and the Role of Economic Policies*, Recherches Economiques de Louvain 59(1-2), 37-63.

- de Brun, J., 1993**, *Bandas cambiarias con realineamiento continuo. Un modelo para el caso Uruguayo*, Documentos de Trabajo N° 11, CERES.
- Delgado, F. y Dumas, B., 1992**, *Target Zones, Broad and Narrow*, en Krugman, P.R. y Miller, M., eds., *Exchange Rate Targets and Currency Bands*, Cambridge University Press, Cambridge, 35-60.
- Dixit, A., 1991**, *The Art of Smooth Pasting*, Princeton University (unpublished mimeo).
- Engle, R.F., 1982**, *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, *Econometrica* 50(4), 987-1007.
- European Communities- Committee for the Study of Economic and Monetary Union, 1989**, *Report on Economic and Monetary Union in the European Community*, by the Delors Report, Office of Publications, Luxembourg.
- Froot, K.A. y Obstfeld, M., 1991a**, *Exchange Rate Dynamics under Stochastic Regime Shifts. A Unified Approach*, *Journal of International Economics* 31, 203-229.
- Froot, K.A. y Obstfeld, M., 1991b**, *Stochastic Process Switching: Some Simple Solutions*, *Econometrica* 59(1), 241-250.
- Genberg, H., 1989**, *Exchange Rate Management and Macroeconomic Policy: a National Perspective*, *Scandinavian Journal of Economics* 91(2) 439-469.
- Gros, D. y Thygesen, N., 1988**, *The EMS. Achievements, Current Issues and Directions for the Future*, CEPS Working Paper N° 35.
- Krugman, P.R., 1991**, *Target Zones and Exchange Rate Dynamics*, *The Quarterly Journal of Economics* CVI(3), 669-682.
- Pesaran, B. y Robinson G., 1993**, *The European ERM and the Volatility of the Sterling-Deutschemark Exchange Rate*, *Economic Journal* 103.
- Rogoff, K., 1985**, *Can Exchange Rate Predictability be Achieved without Monetary Convergence?. Evidence From the EMS*, *European Economic Review* 28, 93-115.
- Sutherland, A., 1995**, *Monetary and Real Shocks and the Optimal Target Zone*, *European Economic Review* 39(1), 161-172.

Svensson, L.E.O., 1991, *Target Zones and Interest Rate Variability*, Journal of International Economics 31, 27-54.

Svensson, L.E.O., 1994, *Why Exchange Rate Bands? Monetary Independence in Spite of Fixed Exchange Rates*, Journal of Monetary Economics 33, 157-199.

Werner, A. M., 1995, *Target Zones and Realignment Expectations: The Israeli and Mexican Experiences*, IMF Working Paper 95/114.