



## Presiones cambiarias en el Perú: Un enfoque no lineal

DANIEL MORALES VÁSQUEZ\*

*El trabajo estudia las presiones cambiarias en el Perú de 1996 a 2010. Se utiliza un modelo de cambio de régimen para detectar y caracterizar estas presiones, clasificándolas en tres estados: depreciación, apreciación y movimientos normales. Luego, se estudian los factores que explicarían aquellas presiones en el mercado cambiario. Se encuentra que aumentos de la tasa de interés internacional disminuyen la probabilidad de encontrarse en un período de apreciación y que una mejora en la balanza comercial incrementa la probabilidad de encontrarse en un período apreciatorio. Asimismo, la pérdida de valor de una moneda fuerte como el yen frente al dólar, fenómeno asociado con un incremento de la percepción de riesgo internacional, aumenta la probabilidad de encontrarse en un período de depreciación cambiaria. Finalmente, se encuentra que la política fiscal no habría sido un factor determinante para generar presiones cambiarias.*

**Palabras Clave** : Presiones cambiarias, modelos de cambio de régimen tipo Markov.

**Clasificación JEL** : C22, C32, E44, F31.

Uno de los principales retos que enfrentaron los hacedores de política en el Perú en el período de reformas a inicios de los 90's fue la elección del régimen de tipo de cambio a aplicarse. Si bien la adopción del régimen de tipo de cambio flexible permite mayor libertad para tener una política monetaria independiente, un tipo de cambio fijo también podría presentar beneficios tal como lo sugieren Braga y otros (2007). Primero, se fija la inflación importada en los bienes transables con lo que se contribuye a controlar la inflación interna. Segundo, se anclan las expectativas de inflación doméstica a la tasa de inflación del país de referencia (típicamente los Estados Unidos). Y tercero, como sugieren Blanchard y otros (2010), las presiones a la apreciación del tipo de cambio pueden ser contrarrestadas a través de compras de divisas que se traducen en una acumulación de reservas internacionales netas (RIN). De este modo, siempre y cuando se hayan acumulado suficientes RIN, se podría aminorar el impacto de la apreciación cambiaria sobre la competitividad del sector exportador y acotar el riesgo de iliquidez en moneda extranjera en el sistema financiero en caso de fuga de capitales o crisis cambiarias. Esto último

\* Apoyo Consultoría SAC., Av. Armendáriz 424, Miraflores, Lima 18, Perú (e-mail: [dmorales@apoyoconsultoria.com](mailto:dmorales@apoyoconsultoria.com)).

Este documento tiene como base la tesis de licenciatura del autor y ocupó el primer lugar del Concurso de Jóvenes Economistas del BCRP *Luis Felipe de las Casas Grieve* 2009 - 2010.

Agradezco especialmente a Gabriel Rodríguez (Pontificia Universidad Católica del Perú) por sus valiosos comentarios como asesor en la elaboración de este documento. Agradezco también a Paul Castillo (BCRP), Hugo Santa María (Apoyo Consultoría) y a un examinador anónimo del BCRP por sus sugerencias y críticas. Todos los errores subsistentes en este documento son de entera responsabilidad del autor.

resulta importante para amortiguar el efecto “hoja de balance” producto de una depreciación abrupta presente en economías con un alto grado de dolarización financiera.

En la práctica, la opción elegida fue un régimen intermedio de flotación administrada. Dentro de un contexto de apertura financiera, este sistema implica la coexistencia de una política monetaria con cierto rango de independencia y una política cambiaria con relativo control sobre el tipo de cambio. En este marco, como en el régimen de tipo de cambio flexible, las presiones en el mercado cambiario (PMC) se liberan a través del tipo de cambio y del diferencial entre las tasas de moneda local y extranjera como reflejo de la escasez relativa de monedas. Pero además las presiones cambiarias pueden liberarse a través de cambios en las RIN, como en un esquema de tipo de cambio fijo. Sin embargo, este régimen no está exento de debilidades pues en presencia de fuertes PMC mantener la estabilidad cambiaria implicaría sacrificar en parte el objetivo de control de la inflación por parte de la autoridad monetaria.

Una primera línea de estudios busca detectar las PMC a través del cálculo de índices de presión en el mercado cambiario (IPMC). Éstos son construidos como la suma ponderada de la variación de las variables a través de las cuales se liberan estas presiones: el tipo de cambio, el diferencial de tasas de interés y las RIN. Desde la contribución inicial de Girton y Roper (1977), se ha realizado una amplia aplicación empírica de esta metodología en varios países. Entre los trabajos más importantes se encuentran Kim (1985) con una aplicación para Corea, Eichengreen y otros (1995) para las economías que formaron parte del Sistema Monetario Europeo (SME), Alvarado y Copete (2000) con un estudio para México, Pineda (2003) para Venezuela, Winkelried (2003) para seis economías latinoamericanas incluyendo la peruana, Blankson y Amoah (2003) para Ghana, y Bertoli y otros (2006) con un análisis para 25 economías emergentes.

Un avance importante dentro de esta línea de investigación es el desarrollo de sistemas de alerta temprana de crisis a partir la estimación de un IPMC. Estos trabajos se basan en la construcción de variables dicotómicas a partir del cálculo inicial de un IPMC, para luego estimar modelos de elección discreta y hallar los determinantes de la PMC incorporando distintas variables explicativas. Así, la evolución de estas variables permite obtener un sistema de alerta sobre la posible ocurrencia de crisis cambiarias. Entre los trabajos más saltantes figuran Goldberg (1990), Eichengreen y otros (1994), Edwards (2002), Collins (2003), Krznar (2004) y Gonsel y otros (2010).

Una segunda línea de trabajos empíricos se sustenta en el uso de modelos dinámicos de cambios de régimen que siguen una cadena de Markov (*Markov Switching* o MS) para detectar las PMC. Estudios como los de Engel y Hakkio (1994) y Gómez-Puig y Montalvo (1997) emplean las probabilidades filtradas que se obtienen con este tipo de modelos para categorizar los regímenes de calma y crisis cambiaria experimentados por economías pertenecientes al SME a inicios de los 90's, logrando así una mejor caracterización de las PMC respecto a metodologías anteriores.

Más recientemente, se han dado desarrollos importantes dentro de esta segunda línea de investigación. En primer lugar, se incorpora un tercer régimen de apreciación en la estimación del modelo MS para mejorar la caracterización de las PMC, como se observa en el estudio de Kumah (2007). En segundo lugar, se busca hallar los determinantes de la PMC. Por un lado, Campos y Rodríguez (2000) aplican un modelo logit a las probabilidades obtenidas en la estimación del modelo MS. Por otro lado, Martínez (2002), Abiad y otros (2002) y Álvarez-Plata y Schroteen (2003) estiman un modelo MS con probabilidades de transición variantes en el tiempo, buscando así explicar el paso de un régimen de calma a uno de crisis cambiaria y viceversa. Empleando la misma metodología de Martínez (2002), Humala (2006) es el único trabajo documentado que estudia las PMC peruano a través de un modelo de cambio de régimen, evaluando sus características y determinantes para los regímenes de calma y crisis cambiarias.

En términos generales, los estudios basados en modelos del tipo MS han permitido obtener mejores

caracterizaciones de las PMC respecto de metodologías anteriores, modelándolas como un fenómeno dinámico no lineal. Debido a estas ventajas, el presente estudio busca detectar y caracterizar las presiones en el mercado cambiario del Perú empleando un modelo MS en el período enero de 1996 y junio de 2010. A diferencia del trabajo de Humala (2006), se incorpora el régimen de presiones apreciatorias adicionalmente a los regímenes de calma y presiones depreciatorias.

Se encuentra que el modelo MS caracteriza satisfactoriamente las presiones en el mercado cambiario peruano, en línea con la revisión de hechos estilizados. Asimismo, se encuentra que aumentos de la tasa de interés extranjera disminuyen la probabilidad de encontrarse en un período de apreciación, mientras que un mayor flujo de dólares a través de la balanza comercial aumenta la probabilidad de encontrarse en un período de presiones apreciatorias. Por su parte, la pérdida de valor de una moneda fuerte como el yen japonés frente al dólar americano, un fenómeno asociado con un incremento de la percepción de riesgo internacional, aumenta la probabilidad de encontrarse en un período de depreciación cambiaria. Finalmente, cabe resaltar que la variable de resultado económico del gobierno central resulta no significativa, lo que indicaría que la política fiscal no habría sido un factor determinante para generar presiones cambiarias.

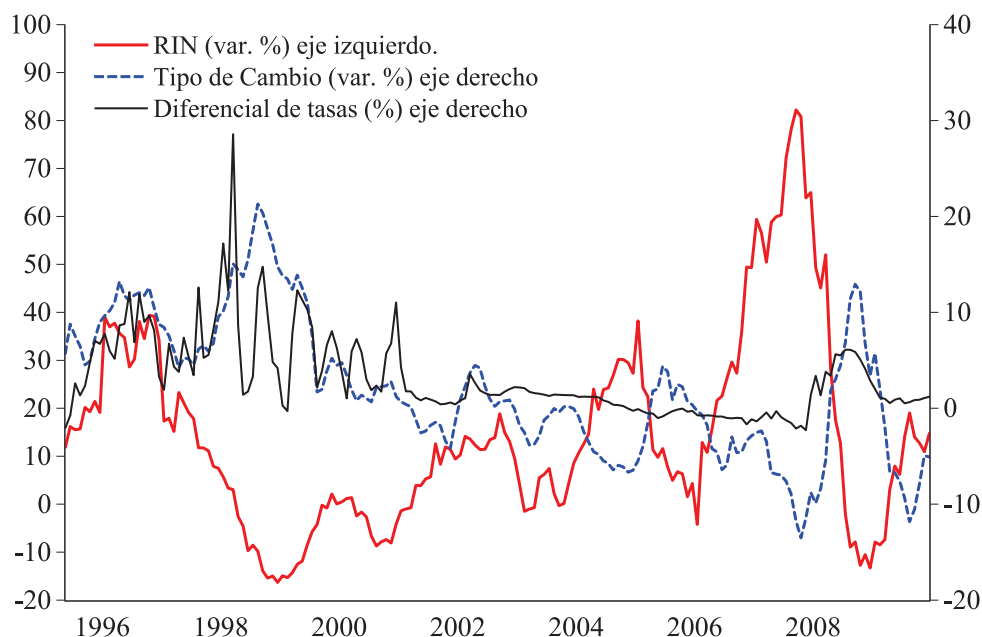
La estructura del presente estudio es la siguiente. La sección 1 aborda los hechos estilizados relacionados a las presiones cambiarias en el Perú. La sección 2 modela estas presiones como un fenómeno no lineal, presentando un modelo teórico adecuado. La sección 3 repasa la metodología de estimación del modelo MS y el modelo logit multinomial. La sección 4 muestra el tratamiento que se ha dado a los datos para la estimación econométrica y los principales resultados de este ejercicio. Por último, la sección 5 presenta las conclusiones.

## 1 EL MERCADO CAMBIARIO PERUANO DESDE LOS 90'S

Los períodos de elevada presión hacia la depreciación del tipo de cambio han sido motivados, generalmente, por crisis financieras internacionales como la crisis asiática y la crisis ruso-brasileña de finales de los 90's. Como se observa en el Gráfico 1 (p. 60), la depreciación de la moneda local que fue de 5.1% en 1997, se triplicó hasta llegar a 15.4% en 1998. Por su parte, las RIN, que venían creciendo hasta 1997, cayeron drásticamente en 9.7% en 1998. Durante este período de turbulencia no se observa una clara relación entre el diferencial de tasas de interés y los movimientos del tipo de cambio o las RIN.

Entre los años 2000 y 2005 se presencia un período de relativa calma en la evolución de las variables excepto por el período de depreciación de mediados del año 2002, asociado con la incertidumbre generada frente a la elección de un candidato considerado de izquierda en Brasil. A inicios del año 2006, la depreciación del nuevo sol alcanza el 5% y un movimiento contrario se observa en las RIN, que descendieron rápidamente luego de un período de acumulación de tres años consecutivos. Se asocia con este período la incertidumbre electoral local que generó un aumento de la demanda por dólares, reflejándose en fuertes presiones al alza sobre el tipo de cambio. Nuevamente, la evolución del diferencial de tasas de interés en esta ocasión no parece mostrar ninguna relación con respecto al movimiento observado en las RIN y en el tipo de cambio.

Entre fines de 2006 hasta abril de 2008, se observa un período caracterizado por la acumulación masiva de RIN, la ampliación del diferencial de tasas de interés y presiones apreciatorias sobre el tipo de cambio, ante la creciente entrada de divisas por efecto del constante superávit comercial y el elevado flujo de inversión extranjera directa. Esta situación se acentúa desde el tercer trimestre de 2007 producto del aumento significativo de las inversiones de portafolio de corto plazo de inversionistas extranjeros. Respecto a este último factor, debe señalarse que el diferencial de tasas locales e internacionales y el

**GRÁFICO 1.** Tipo de cambio, RIN y diferencial de tasas, 1996 a 2010

financiamiento barato en países con tasa de interés real negativa (como Japón e Irlanda) favorecieron al *carry trade* de monedas, donde las expectativas a la baja para el tipo de cambio llevaron a una apreciación sostenida de monedas como el nuevo sol (ver BBVA, 2007; Crédit Agricole, 2007).

En respuesta a este proceso especulativo a favor del nuevo sol, en abril de 2008 el BCRP decide elevar de 40% a 120% la tasa marginal de encaje a las obligaciones en moneda nacional de la banca local con entidades financieras no residentes. Esta medida provocó una reversión de los flujos de capitales de corto plazo, poniendo fin a las presiones apreciatorias sobre el nuevo sol. Este contexto, que duró hasta mediados del 2008, fue exacerbado por el estallido de la crisis financiera internacional luego de la declaración en bancarrota del banco de inversión Lehman Brothers en setiembre del mismo año. El efecto inmediato fue el aumento de la percepción de riesgo de los agentes locales y extranjeros, que provocó un fuerte incremento en la demanda por dólares presionando hacia la depreciación de la moneda local, a pesar del aún elevado diferencial de tasas de interés. Como se observa en el Gráfico 1, como consecuencia de estos episodios el nuevo sol mostró una depreciación de 7% frente al dólar entre setiembre de 2008 y febrero de 2009, a pesar de las intervenciones por parte del BCRP que llevaron a una reducción de alrededor de 11% de las RIN durante el mismo período.

Desde marzo hasta finales del año 2009, se observa un período de reducción de la percepción de riesgo internacional y recuperación de los mercados financieros. Con esto, se revierte la fuerte depreciación experimentada por el tipo de cambio durante la crisis, lo que permitió la gradual recuperación de las RIN. Finalmente, desde finales del 2009 hasta mediados del 2010, parece observarse un período de pocas presiones al tipo de cambio y pocas compras de dólares por parte del BCRP, lo que sería consistente con movimientos del tipo de cambio en línea con sus fundamentos.

La ocurrencia simultánea de una fuerte depreciación y una reducción del nivel de RIN en los años 1998 a 1999, en el año 2006 y entre mayo de 2008 y abril de 2009, sumado a la ocurrencia simultánea de una fuerte apreciación con acumulación de RIN entre mediados de 2007 y abril de 2008, apuntan hacia fuertes grados de intervención por parte del BCRP en estos períodos. Asimismo, el diferencial de tasas de interés parece tener una relación con los movimientos del tipo de cambio y las RIN en los últimos

años, aunque ésta tiende a anularse en períodos de alta incertidumbre. Por ello, es necesario establecer un marco teórico apropiado que modele las presiones cambiarias como un fenómeno no lineal en sus distintos regímenes (apreciación, depreciación y movimientos normales del tipo de cambio), junto con una autoridad monetaria que muestre interés de intervención en el mercado cambiario.

## 2 MODELO TEÓRICO

Para caracterizar las presiones cambiarias, es necesario que al menos uno de dos eventos sucedan: una apreciación o depreciación del tipo de cambio, o una voluntad expresa de la autoridad monetaria de *ir contra la corriente*. Estas dos características han sido abordadas previamente en la literatura, especialmente a través de modelos monetarios sobre los cambios en el tipo de cambio y el comportamiento especulativo de los participantes del mercado de divisas (Weymark, 1995). Se seguirá el modelo propuesto por Kumah (2007), basado en la paridad descubierta de tasas de interés (PDI). Así, las decisiones de portafolio de los agentes se ven influenciadas por elecciones respecto a activos con sustitución imperfecta y distintas rentabilidades ajustadas por la devaluación esperada.

La demanda por saldos reales guarda una relación log-lineal respecto al producto  $y_t$  y la tasa de interés doméstica  $i_t$ ,  $m_t^d - p_t = \alpha y_t - \beta i_t + v_t$ , donde  $m_t^d$  es el logaritmo de la demanda nominal de dinero,  $p_t$  es el logaritmo del nivel precios local y  $v_t$  es un choque imprevisto en la demanda por saldos reales. Asimismo,  $\alpha$  es la elasticidad ingreso del dinero y  $\beta$  es la semi-elasticidad de la demanda de dinero respecto a la tasa de interés. Si asumimos que se cumple la paridad de poder de compra (PPC), existe un traspaso (*pass-through*) completo desde los precios internacionales e internos hacia el tipo de cambio, por lo que el (logaritmo) tipo de cambio nominal  $e_t$  satisface  $e_t = p_t - p_t^*$ , donde  $p_t^*$  representa el logaritmo de los precios internacionales.

Bajo la PDI,  $i_t = i_t^* + E(\Delta e_{t+1}|I_t) + \rho_t$ , donde  $i_t^*$  representa la tasa de interés internacional,  $E(\Delta e_{t+1}|I_t)$  es la depreciación esperada condicionada al conjunto de información disponible hasta el período actual  $I_t$  y  $\rho_t$  es la prima por riesgo asociada al tipo de cambio. Así, reemplazando estas igualdades en la ecuación de demanda por saldos reales se obtiene

$$m_t^d = (e_t + p_t^*) + \alpha y_t - \beta [i_t^* + E(\Delta e_{t+1}|I_t) + \rho_t] + v_t. \quad (1)$$

La oferta monetaria doméstica está compuesta por el crédito doméstico  $d_t$  y por las reservas internacionales  $R_t$ ,  $m_t = d_t + R_t$ . Se asume, además, que el Banco Central (BC) interviene en el mercado de divisas vendiendo o adquiriendo reservas internacionales de acuerdo con la siguiente regla:

$$\Delta R_t = -\delta \Delta e_t. \quad (2)$$

Bajo la regla descrita en la ecuación (2), el BC intervendrá en el mercado de divisas cuando observe que el tipo de cambio muestra presiones apreciatorias o depreciatorias, teniendo en cuenta el grado de intervención cambiaria,  $\delta$ . Sin embargo, si existe un régimen de libre flotación cambiaria, entonces el valor del parámetro  $\delta$  será exactamente 0.

Con ello, las ecuaciones que representan el comportamiento del crecimiento de la demanda de saldos reales y de la oferta monetaria doméstica quedan expresadas de la siguiente manera:

$$\Delta m_t^d = \Delta e_t + \Delta p_t^* + \alpha \Delta y_t - \beta \Delta i_t^* - \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) - \beta \Delta \rho_t + \beta \Delta e_t + v_t, \quad (3a)$$

$$\Delta m_t = \Delta d_t - \delta \Delta e_t. \quad (3b)$$

La variación del tipo de cambio que equilibra el mercado monetario ( $\Delta m_t^d = \Delta m_t^s$ ), puede expresarse como una función de los fundamentos económicos y el grado de intervención en el mercado de divisas por parte de la autoridad monetaria ( $\delta$ ):

$$\Delta e_t = \frac{1}{(1 + \beta + \delta)}(-\Delta p_t^* - \alpha \Delta y_t + \beta \Delta i_t^* + \beta E(\Delta e_{t+1}|I_t) + \beta \Delta \rho_t + \Delta d_t - \Delta v_t). \quad (4)$$

De la ecuación (4), podemos observar las principales relaciones de comportamiento que van acorde con los principales modelos teóricos respecto al tipo de cambio, en ausencia de intervención en el mercado de divisas: un incremento en los precios internacionales ocasiona una apreciación de la moneda local (por el canal de la PPC); un incremento en la producción interna reduce la demanda de dinero por moneda extranjera, apreciando consecuentemente a la moneda nacional; aumentos de la tasa de interés internacional provocan una depreciación de la moneda local por efecto de la PDI; un incremento de la prima por riesgo asociada a la moneda local provoca una depreciación del tipo de cambio con lo que se sigue manteniendo la PDI; y un choque positivo en la demanda de dinero ocasiona una apreciación de la moneda local, sin embargo se deprecia ante choques expansivos de la oferta monetaria.

Debido a que la respuesta del tipo de cambio ante los escenarios revisados líneas arriba depende del grado de intervención cambiaria ( $\delta$ ), se presta atención especial a este parámetro. De (4), se observa que si el BC tiene una clara intención de *ir contra la corriente*, este podría mantener el tipo de cambio fijo; es decir,  $\lim_{\delta \rightarrow \pm\infty} \Delta e_t = 0$ . Si un choque genera una presión depreciatoria sobre el tipo de cambio, el BC puede neutralizar esta presión haciendo que  $\delta \rightarrow -\infty$ , con ello, las variaciones en el tipo de cambio se acercan a cero desde arriba. Esto significa que el BC se encuentra vendiendo RIN con el fin de evitar que la moneda local se deprecie. Situación contraria se observa si se da un choque que genera una presión apreciativa. En este caso, el BC puede neutralizar esta presión haciendo que  $\delta \rightarrow \infty$ , con lo cual el tipo de cambio se acerca a cero desde abajo. Esto significa que las compras de divisas por parte del BC logran evitar la apreciación de la moneda local.

Por otro lado, cuando  $\delta = 0$  el BC permite la libre flotación del tipo de cambio, con lo que se observará que sus fluctuaciones responden al desempeño de los fundamentos de la economía. Asimismo, sobredimensionará la volatilidad del tipo de cambio cuando se cumpla que  $-(1 + \beta) < \delta < 0$ , ya que el multiplicador será positivo pero mayor que 1, con lo que se tendrá un efecto amplificador.

Considere ahora la presión en el mercado cambiario. Este concepto basado en Girton y Roper (1977) corresponde a la combinación lineal de los cambios porcentuales del tipo de cambio y las RIN, de tal forma que  $PMC_t = \Delta e_t + \phi \Delta R_t$ , donde  $\phi \in [-1, 0]$  representa la elasticidad de las RIN ante cambios en el tipo de cambio. Así, si la autoridad monetaria decide realizar intervenciones en el mercado cambiario, se tiene que  $PMC_t = (1 - \phi\delta)\Delta e_t$ . Si bien esta definición representa una relación entre la PMC y cambios discretos en el grado de intervención ( $\delta$ ), no permite diferenciar períodos de PMC. Por ello, se adopta el enfoque de Kumah (2007) que permite una clara clasificación de la PMC de acuerdo con:

$$PMC_t = \begin{cases} < 0 \text{ (presión apreciativa)}, & \text{para } \delta > -(1 + \beta), \delta \neq 0 \text{ y } \Delta e_t < 0. \\ = 0 \text{ (sin presiones)}, & \text{para } \delta = 0, \\ > 0 \text{ (presión depreciatoria)} & \text{para } \delta < -(1 + \beta) \text{ y } \Delta e_t > 0. \end{cases} \quad (5)$$

De esta manera, la ocurrencia simultánea de un movimiento en el tipo de cambio y una clara intención del BC de *ir contra la corriente* (que se refleja en los distintos valores que puede tomar  $\delta$ ) determinan los estados que puede adoptar la PMC. Asimismo, esta especificación recoge la naturaleza no-lineal de la PMC, por lo que se hace necesario utilizar métodos econométricos no lineales para representar el proceso descrito en la expresión (5).

### 3 METODOLOGÍA ECONÓMETRICA

Se sigue un procedimiento de dos etapas en la estimación econométrica. En primer lugar, se estima un modelo MS para el período enero de 1996 hasta junio de 2010 con el fin de detectar y caracterizar los períodos de presiones cambiarias en el Perú. En segundo lugar, se utiliza un modelo logit multinomial aplicado a las probabilidades suavizadas calculadas por el MS para hallar los determinantes de la PMC para Perú. En este apartado se presentan los modelos econométricos en cuestión.

#### 3.1 MODELO DE CAMBIO DE RÉGIMEN DEL TIPO MARKOV

Este enfoque de modelos de series de tiempo no lineales se debe a Hamilton (1989). La idea subyacente es que las variables analizadas presentan distintos procesos generadores de datos que dependen del estado en que se encuentre la economía. Estos entornos cambiantes son representados por una variable aleatoria no observable. En concreto, se considera una variable endógena  $y_t$  con un comportamiento autoregresivo y un conjunto de variables exógenas  $X_t$ , cuyas relaciones dependen de la variable discreta  $s_t \in \{1, \dots, M\}$ :

$$y_t = v(s_t) + \sum_{i=1}^p \alpha_i(s_t)y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i(s_t)X_{t-i} + u_t. \quad (6)$$

Se asume que la variable  $u_t$ , que representa los errores de la regresión, se distribuye como una función de distribución normal condicionada a la variable no observable:  $u_t | s_t \sim NID(0, \sigma^2(s_t))$ .

Utilizando la nomenclatura de Krolzig (1997, cap. 1), el modelo descrito líneas arriba corresponde a un MSIAH( $M$ )-ARX( $p$ ). Es decir, es un modelo autorregresivo, cuyo intercepto (I), coeficientes autorregresivos (A), varianza de los errores (H, por heterocedástico) y coeficientes de las variables exógenas (X) dependen de una variable estocástica  $s_t$  que sigue un proceso de cadenas de Markov de primer orden con probabilidades de transición constantes

$$\Pr(s_t = l | s_{t-1} = h, s_{t-2}, \dots) = \Pr(s_t = l | s_{t-1} = h) = p_{hl}, \quad \sum_{l=1}^M p_{hl} = 1 \quad \forall (h, l) \in \{1, \dots, M\}. \quad (7)$$

La ecuación (7) indica que la probabilidad de transición (léase, la probabilidad de estar en el régimen  $l$ , dado que en el período anterior se estuvo en el régimen  $h$ ) sigue un proceso markoviano ergódico e irreducible de primer orden. Esto significa que la probabilidad de encontrarse en el régimen  $l$  en el período  $t$ , depende únicamente del régimen en que se encontraba la economía en el período  $t-1$ . Además, se tiene que las probabilidades de pasar de un estado hacia cualquier otro estado posible deben sumar 1 y se asume que ninguna de estas probabilidades es igual a la unidad. Ello significa que pueden existir estados persistentes (con probabilidad de transición cercana a 1) mas no absorbentes (iguales a 1), por lo que siempre cabe la posibilidad de hacer la transición hacia cualquier estado.

Estas probabilidades pueden representarse en la matriz de transición para un proceso de cadenas de Markov de  $M$  estados

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1M} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{M1} & p_{M2} & \cdots & p_{MM} \end{bmatrix}, \quad (8)$$

donde  $p_{iM} = 1 - p_{i1} - \dots - p_{iM-1}$ , para  $i = 1, \dots, M$ .

Adicionalmente a las probabilidades de transición y de los parámetros  $\alpha$ ,  $\beta$  y  $\sigma^2$ , es posible estimar también las probabilidades de estar en cada régimen en cada momento del tiempo (condicional a toda la información en la muestra). Para tales fines, se utiliza el algoritmo de maximización de expectativas (EM) propuesto por Hamilton (1990) y descrito con detalle en Krolzig (1997, cap. 6).

### 3.2 MODELO LOGIT MULTINOMIAL

Se asume que existe una variable dependiente  $PMC$ , presión en el mercado cambiario, con  $J$  resultados posibles. Las categorías son enumeradas desde el 1 hasta  $J$ , pero no se asume ningún tipo de orden entre ellas. La probabilidad de observar el resultado  $m$  dado un conjunto de variables exógenas,  $z$ , se parametriza como

$$\Pr(PMC_t = m | z_t) = \frac{\exp(z_t \gamma_m)}{\sum_{i=1}^J \exp(z_t \gamma_i)}. \quad (9)$$

Con el fin de identificar el modelo, se asume que  $\gamma_1 = \mathbf{0}$  de modo que modelo puede reescribirse

$$\Pr(PMC_t = 1 | z_t) = \frac{1}{1 + \sum_{i=2}^J \exp(z_t \gamma_i)} \quad \text{y} \quad \Pr(PMC_t = m | z_t) = \frac{\exp(z_t \gamma_m)}{1 + \sum_{i=2}^J \exp(z_t \gamma_i)} \quad \text{para } m > 1.$$

Este modelo se conoce como logit multinominal y la estimación por máxima verosimilitud de los vectores  $\gamma_m$ ,  $m = 2, 3, \dots, J$ , es un problema estándar. Los estimadores resultantes son consistentes y asintóticamente normales. Mayor detalle se encuentra en Amemiya (1985, cap. 9) y Long (1997, cap. 6).

## 4 RESULTADOS

### 4.1 MODELO DE CAMBIO DE RÉGIMEN DEL TIPO MARKOV

Sobre la base del modelo teórico propuesto, las variables claves a través de las cuales se liberan las PMC son el tipo de cambio, las RIN a través de la regla de intervención y el diferencial de tasas de interés a través de la PDI. Por ello, estas variables serán las que nos permitirán caracterizar el fenómeno de las presiones cambiarias en este primer paso en la estimación econométrica.

Se plantea un modelo autoregresivo univariado para evaluar el co-movimiento de las tres variables descritas líneas arriba. Así, se incluye como variable al lado izquierdo a la variación del tipo de cambio y como variables al lado derecho tanto a la variación en la RIN como a la variación en el diferencial de tasas.<sup>1</sup> La variable  $y_t = \Delta TC_t$  se calcula como la variación porcentual mensual del tipo de cambio promedio compra-venta interbancario. La variable  $X_{1t}$  corresponde a la variación porcentual mensual de las RIN,  $X_{1t} = \Delta RIN_t$ . Finalmente, la variable  $X_{2t}$  corresponde a la variación mensual del diferencial de tasas promedio interbancarias en soles y dólares,  $X_{2t} = \Delta DIF_t$ . Todas las series fueron obtenidas de las series estadísticas mensuales del BCRP y corresponden al período entre enero de 1996 a junio de 2010.

El siguiente paso es la determinación del número óptimo de regímenes o estados del modelo MS-AR. Debido a que las pruebas que contrastan el número óptimo de regímenes aplicados a modelos no lineales del tipo Markov no tienen una distribución estándar (ver Hansen, 1992), Humala (2005) propone utilizar alternativamente criterios de bondad de ajuste para elegir la mejor especificación. Para el presente estudio,

<sup>1</sup> Se realizó también la estimación univariada de un IPMC, cuyos detalles se encuentran en los anexos. Sin embargo, la caracterización obtenida no recogió satisfactoriamente los períodos de PMC reseñados en los hechos estilizados.



**CUADRO 1.** Criterios de selección de modelos según número de regímenes

	SCR	AIC	BIC	Pr(Davies)	Pr(Jarque-Bera)
Modelo lineal ARX(2)	200.152	3.038	3.156	–	0.000
MSIAH(2)-ARX(2)	191.274	2.716	2.971	0.000	0.124
MSIAH(3)-ARX(2)	74.778	2.678	3.113	0.000	0.194
MSIAH(4)-ARX(2)	81.9333	2.653	3.307	0.000	0.152

**NOTAS:** SCR: Suma de cuadrados de residuos; AIC: Criterio de información de Akaike; BIC: Criterio de información de Schwartz; Pr(Davies): valor  $p$  de la prueba de Davies ( $H_0$  : modelo lineal); Pr(Jarque-Bera) valor  $p$  de prueba de normalidad ( $H_0$  : residuos son normalmente distribuidos).

se prueban distintas especificaciones de modelos autorregresivos lineales y del tipo MS de hasta cuatro regímenes.

Los resultados de los criterios escogidos para la mejor especificación según el número de regímenes se muestran en el Cuadro 1. Se observa que, en general, los modelos no lineales del tipo MS son superiores a una especificación lineal tanto en función de los criterios de información de Akaike (AIC) y Schwartz (BIC) como en función de la sumatoria de cuadrados de residuos (SCR). La prueba de Davies rechaza la hipótesis nula de linealidad a favor de la no linealidad del tipo MS al nivel de confianza de 99% y la prueba de Jarque-Bera no permite rechazar la hipótesis nula de normalidad de los residuos en los modelos del tipo MS. Esto constituye otro punto a favor del uso de modelos no lineales. Entre los modelos no lineales, el mejor modelo resulta ser el MSIAH(3)-ARX(2), al tener los menores criterios de información y la menor SCR. Más aún, las probabilidades suavizadas obtenidas con este modelo presentan el mejor ajuste respecto de los hechos estilizados discutidos en la sección 1. Así,  $s_t \in \{1, 2, 3\}$ , los cuales representan los estados de apreciación, movimientos normales del tipo de cambio y de depreciación, respectivamente. La forma funcional del mejor modelo estimado es

$$\Delta TC_t = \nu(s_t) + \alpha_1(s_t)\Delta TC_{t-1} + \alpha_2(s_t)\Delta TC_{t-2} + \beta_1(s_t)\Delta RIN_t + \beta_2(s_t)\Delta DIF_t + u_t, \quad (10)$$

y los resultados de estimación se muestran en el Cuadro 2. Se observa que tanto en períodos de apreciación  $s_t = 1$  como de depreciación  $s_t = 3$ , la relación entre  $\Delta RIN_t$  y  $\Delta TC_t$  es negativa, lo cual está en línea con un fuerte grado de intervención de parte de la autoridad monetaria. Adicionalmente, en períodos de apreciación, cambios en el diferencial de tasas de interés se relacionan negativamente con cambios en el tipo de cambio, mientras que en períodos de depreciación la relación se torna positiva. Esto último se puede explicar por el incremento de la prima por riesgo asociada a la moneda local que eleva la tasa de interés en nuevos soles ampliando el diferencial de tasas en un contexto de presiones depreciatorias. Finalmente, se observa que el régimen asociado a las presiones apreciatorias presenta la mayor volatilidad respecto de los tres estados estudiados, triplicando a la observada durante el período de movimientos normales del tipo de cambio ( $s_t = 2$ ).

La matriz de probabilidades de transición  $P$  resultante es la siguiente

$$P = \begin{bmatrix} 0.753 & 0.206 & 0.041 \\ 0.039 & 0.909 & 0.053 \\ 0.111 & 0.036 & 0.853 \end{bmatrix}$$

e indica que no existen estados absorbentes, dado que las probabilidades son todas menores que uno. Asimismo, puede observarse que el régimen de movimientos normales del tipo de cambio resulta ser el más persistente; es decir, una vez en él, lo más probable es continuar en ese estado. El segundo estado con

**CUADRO 2.** Resultados del modelo MSIAH(3)-ARX(2) de la ecuación (10) (enero 1996 a junio 2010)

	$s_t = 1$		$s_t = 2$		$s_t = 3$	
	Apreciación		Movimientos normales		Depreciación	
$\nu(s_t)$	-1.055	(4.115)	0.029	(0.535)	1.560	(5.363)
$\alpha_1(s_t)$	0.127	(0.841)	0.199	(2.483)	-0.129	(0.914)
$\alpha_2(s_t)$	-0.547	(3.941)	0.054	(1.001)	-0.118	(0.820)
$\beta_1(s_t)$	0.524	(3.939)	0.136	(5.636)	0.054	(1.950)
$\beta_2(s_t)$	-0.106	(1.643)	-0.026	(1.652)	-0.102	(2.642)
$\sigma(s_t)$	1.132		0.387		0.830	
Número de observaciones	35		95		44	
Duración esperada (meses)	4.1		10.9		6.8	

NOTA: Coeficientes estimados, valor absoluto de los estadísticos  $t$  entre paréntesis.

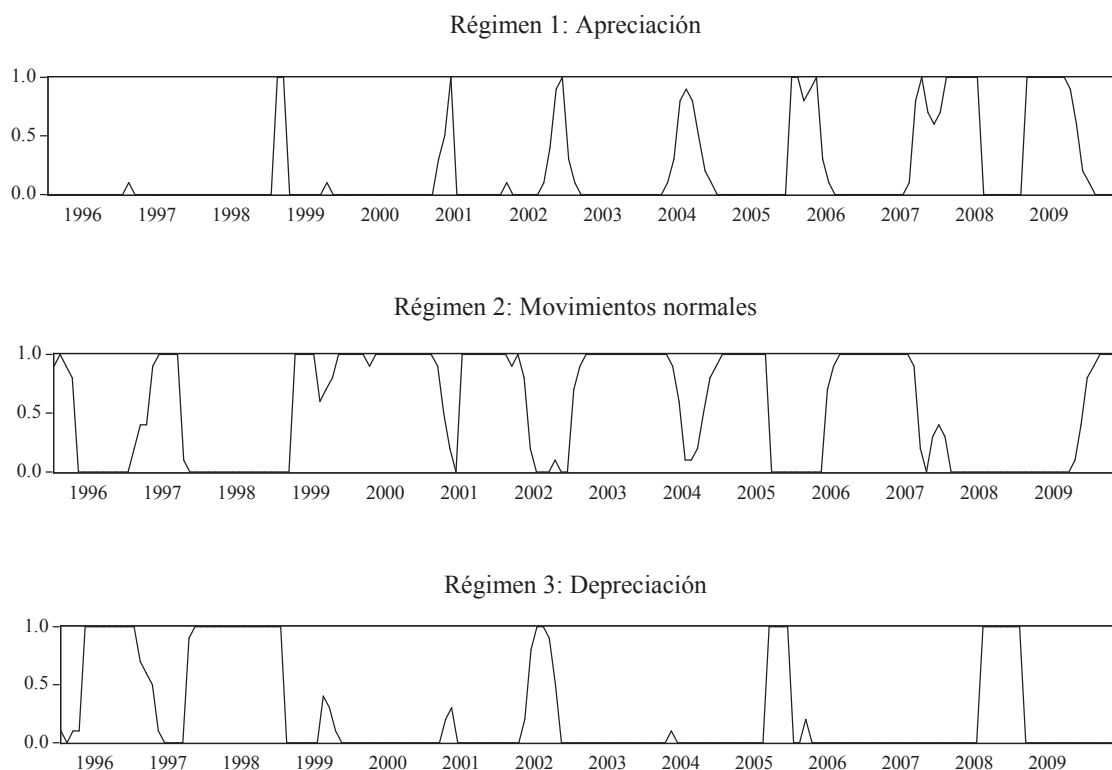
mayor persistencia es el de depreciación; sin embargo, una vez en él, es más probable pasar a un estado de apreciación que a uno de movimientos normales. Esto también se puede derivar a través de las duraciones esperadas de los estados (iguales a  $1/(1 - p_{ii})$ ) que se muestran en la parte inferior del Cuadro 2. Se observa que el período de movimientos normales tendría una duración esperada de 11 meses mientras que los períodos de depreciación y apreciación tendrían duraciones de 7 y 4 meses, respectivamente. Por ello, podemos afirmar que la economía peruana ha atravesado por períodos de presiones cambiarias relativamente cortos que no superan, en ningún caso, un año entero.

La evolución de las probabilidades suavizadas se muestran en la Figura 2, donde se aprecia que el modelo seleccionado recoge satisfactoriamente los hechos estilizados reseñados en la sección 1. Destaca el período de elevada depreciación producto de la crisis rusa y brasileña entre 1998 y 1999, y las presiones depreciatorias asociadas a la incertidumbre política entre finales del 2005 e inicios del 2006. Además, el modelo captura el régimen de apreciación marcado entre noviembre de 2006 y mediados de 2007, que puede ser asociado con la entrada de divisas debido a los continuos superávit comerciales registrados en ese período y acentuado por el *carry trade* a favor del nuevo sol. Además, se puede observar que el modelo identifica el período de mayo a junio de 2008 como un período depreciatorio, esto en línea con la decisión del BCRP de elevar el encaje marginal para las obligaciones en moneda nacional de las entidades financieras locales con no residentes.

Asimismo, luego de un período de movimientos normales entre julio y agosto de 2008, el modelo MS-AR reconoce el período depreciatorio a partir de setiembre de 2008 como consecuencia del estallido de la crisis financiera global marcado por la quiebra del banco de inversión Lehman Brothers. Este período se mantuvo hasta febrero de 2009, lo que concuerda con la disminución en la percepción de riesgo internacional, que permitió la apreciación del tipo de cambio hasta finales de ese año. Desde entonces, se observa un período de movimientos normales hasta los últimos meses de la muestra.

#### 4.2 MODELO LOGIT MULTINOMIAL

Se define una variable denominada *PMC* que representa los estados de presión cambiaria de la siguiente manera: Si la probabilidad suavizada obtenida del modelo MSIAH(3)-ARX(2) asociada a cada régimen supera el valor de 0,5, entonces la variable *PMC* tomará los valores 1, 2 y 3 para los regímenes de movimientos normales, de apreciación y de depreciación, respectivamente. Con ello, se obtiene una variable discreta con tres categorías para la estimación del modelo logit multinomial para el mismo

**GRÁFICO 2.** Probabilidades suavizadas del modelo MSIAH(3)-ARX(2)

período de estudio del modelo autorregresivo de cambio de régimen.

Partiendo del modelo teórico presentado en la sección 2, la variable  $\Delta y_t$  se aproxima a través del crecimiento del PBI peruano. La variable  $\Delta i_t^*$  es aproximada a través de la variación en la tasa Libor en US\$ a tres meses. La variable  $\Delta p_t^*$  se aproxima a través del crecimiento de los términos de intercambio. Se incorpora también el crecimiento del crédito interno neto al sector público, como aproximación a la variable  $\Delta d_t$ . Además, para aproximar la variable  $\Delta \rho_t$  se utiliza el diferencial entre la tasa Libor y el rendimiento exigido al bono del Tesoro norteamericano a tres meses, conocido como *TED spread*. Este indicador refleja tensiones de liquidez en los mercados de dinero en dólares, lo que puede anticipar crisis financieras internacionales.

Más aún, se incluyeron algunas variables que no están presentes dentro del marco teórico descrito, pero que pueden tener potencialmente poder explicativo en las PMC peruano. En primer lugar, se incluye la balanza comercial con el fin de capturar el efecto del flujo neto de moneda extranjera por razones de comercio exterior.<sup>2</sup> En segundo lugar, se considera el resultado económico del gobierno central como porcentaje del PBI para capturar el efecto de las políticas públicas en el mercado cambiario, en línea con los modelos de primera generación de crisis especulativas. En tercer lugar, se considera la variación porcentual del tipo de cambio dólar-yen, puesto que la pérdida de valor de una “moneda dura” como el yen frente al dólar suele reflejar un aumento en la aversión al riesgo internacional. Finalmente, se incluye el crecimiento de la liquidez del sistema financiero en moneda nacional y en moneda extranjera para capturar la escasez relativa de soles y dólares.

Por brevedad, se discuten únicamente los resultados de la mejor especificación conseguida con las

<sup>2</sup> Se trata de la balanza comercial como porcentaje del PBI nominal. El PBI nominal mensual fue construido mensualizando el PBI nominal trimestral utilizando el método de suma cuadrática.

**CUADRO 3.** Efectos marginales del modelo logit multinomial (enero 1996 a junio 2010)

Variables	Efectos Marginales				Prueba de verosimilitud	
	Apreciación		Depreciación		$(\gamma_2 = \gamma_3)$	
PMC( $t - 1$ )	0.424	(3.201)	0.376	(3.140)	78.620	[0.000]
Balanza comercial	0.065	(3.052)	0.003	(0.241)	11.958	[0.003]
Tasa libor a 3 meses	-0.112	(1.793)	-0.041	(1.134)	4.957	[0.084]
Tipo de cambio yen/dólar( $t - 1$ )	0.001	(0.032)	0.112	(1.911)	4.672	[0.097]
Crédito interno neto	0.014	(2.012)	0.001	(2.234)	10.663	[0.005]
$R^2$ ajustado del McFadden	0.604		$R^2$ de Cragg Uhler		0.807	

**NOTAS:** Coeficientes estimados, valor absoluto de los estadísticos  $t$  entre paréntesis. Las últimas dos columnas muestran los estadísticos  $\chi^2$  con 2 grados de libertad de la prueba de significancia de coeficientes en todos los regímenes y su valor  $p$  se muestra entre corchetes.

variables explicativas descritas líneas arriba. Estos resultados se muestran en el Cuadro 3. Dado que varias variables resultan significativas en un estado y no en el restante, el cuadro reporta los estadísticos de una prueba de ratio de verosimilitud para evaluar la significancia total de cada variable. Se observa que todas las variables incluidas son significativas para el modelo en su conjunto. Asimismo, esta especificación predice correctamente el 74% de los eventos de apreciación, el 94% de los eventos de movimientos normales del tipo de cambio y el 88% de los eventos de depreciación.

Se puede observar que el primer rezago de la variable PMC resulta significativa tanto en períodos de presión depreciatoria como de presión apreciatoria. Este hallazgo está en línea con la persistencia de estos estados observada en la matriz de probabilidades de transición del modelo MSIAH(3)-ARX(2). Además, un aumento de la tasa de interés extranjera disminuye las probabilidades de encontrarse en un período de apreciación, en línea con el modelo teórico planteado.

Contrariamente a lo propuesto por el modelo teórico de la sección 2, el crédito interno neto aumenta las probabilidades de estar en un estado apreciatorio y depreciatorio a la vez. Sin embargo, la magnitud del coeficiente asociado a esta variable para cada régimen es pequeña, lo que hace pensar que, en general, su impacto es reducido. Por su parte, se observa que un aumento de la balanza comercial aumenta las probabilidades de encontrarnos en un período apreciatorio. Además, la pérdida de valor de una moneda fuerte como el yen frente al dólar, interpretada como un incremento de la percepción de riesgo internacional, aumenta las probabilidades de encontrarse en un período de depreciación cambiaria. Cabe resaltar que la variable resultado económico es no significativa, lo que indica que la política fiscal no habría tenido efectos sobre la probabilidad de encontrarse en algún período de presiones cambiarias en el mercado peruano.

## 5 CONCLUSIONES

El presente trabajo estudia las presiones en el mercado cambiario del Perú en el período enero de 1996 a junio del 2010. El enfoque econométrico aborda el tema en dos etapas. En un primer lugar, se utiliza un modelo autoregresivo de cambios de régimen para detectar y caracterizar estas presiones, clasificándolas en tres estados: depreciación, apreciación y movimientos normales. En el segundo lugar, se emplea un modelo probabilístico multinomial con el objeto de determinar los factores que explican las presiones en el mercado cambiario peruano.

La evidencia del trabajo muestra que el modelo MS-AR planteado detecta satisfactoriamente las

presiones en el mercado cambiario peruano, en línea con la revisión de hechos estilizados. Asimismo, a través de la estimación del modelo multinomial, se encuentra que aumentos de la tasa de interés extranjera disminuyen las probabilidades de encontrarse en un período de apreciación e incrementan las probabilidades de estar en un estado de presión depreciatoria, mientras que un aumento de los flujos de dólares a través de la balanza comercial aumenta las probabilidades de encontrarse en un período de presiones apreciatorias. Asimismo, la pérdida de valor de una moneda fuerte como el yen frente al dólar, que estaría asociada con un incremento de la percepción de riesgo internacional, aumenta la probabilidad de encontrarse en un período de depreciación. Finalmente, no se encuentra evidencia sobre el rol de la política fiscal en la generación de presiones cambiarias.

## ANEXO: ÍNDICE DE PRESIÓN EN EL MERCADO CAMBIARIO

Una manera de medir la PMC es, siguiendo a Eichengreen y otros (1995), a través del índice

$$IPMC_t = \Delta TC_t - \frac{s_{TC}^2}{s_{RIN}^2} \Delta RIN_t. \quad (11)$$

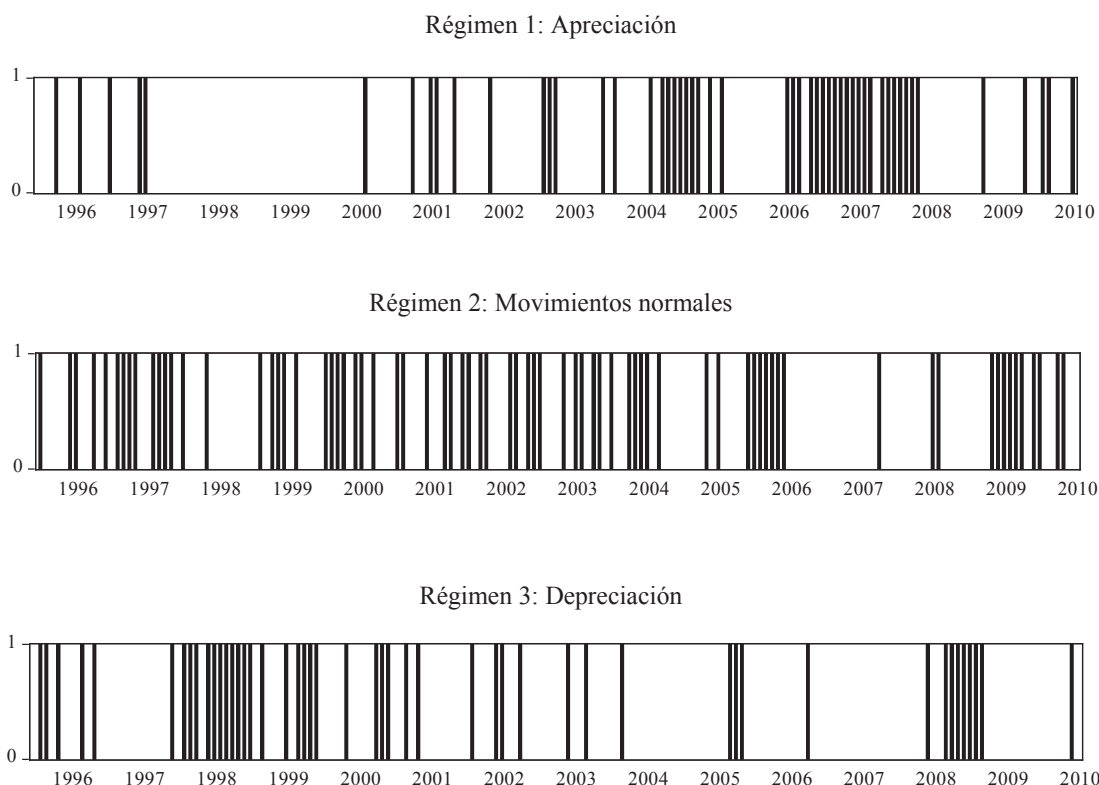
El IPMC es igual a un promedio ponderado de las variaciones en el tipo de cambio y en las RIN, donde  $s_{TC}^2$  y  $s_{RIN}^2$  corresponden a las varianzas muestrales de dichas variables.

Con el fin de identificar los distintos regímenes de presión en el mercado cambiario, se establece que nos encontramos en un período de apreciación cambiaria si ocurre simultáneamente que las variaciones del tipo de cambio son menores que su media muestral y que las variaciones de las RIN exceden su media muestral. Además, se establece que nos encontramos en un régimen de depreciación si ocurre simultáneamente que las variaciones del tipo de cambio superan su media muestral y que las variaciones de las RIN son menores a su media muestral. En otro caso, nos encontraremos en un período de movimientos normales del tipo de cambio.

En el Gráfico 3 (p. 70), se observa que el IPMC logra capturar varios de los períodos tanto de depreciación y apreciación descritos en los hechos estilizados. Detecta el período de presiones depreciatorias producto de la crisis ruso-brasileña, y los períodos de presiones apreciatorias entre mediados de 2006 e inicios de 2008. Sin embargo, el IPMC no detecta el período de presiones depreciatorias producto de la incertidumbre política entre finales de 2005 e inicios de 2006. Además, el IPMC reconoce a partir de agosto de 2008 el inicio de un período depreciatorio prolongado, situación que no está en línea con el inicio de la crisis financiera global marcado por la declaración de quiebra del banco de inversión Lehman Brothers en setiembre de ese año. Finalmente, se observan varios episodios de depreciación durante los años 2000 y 2001, así como a mediados del 2010 detectados por el IPMC, pero que escapan al recuento de hechos estilizados reseñados en el presente documento. Por ello, concluimos que el IPMC no caracteriza adecuadamente los períodos de presiones cambiarias en el Perú.

## REFERENCIAS

- Abiad, A., Gultekin, B., Mariano, R. y Shabbir, T. (2002), "Markov chains in predictive models on currency crises, with application to Southeast Asia", Penn Institute for Economic Research, Working Paper 02-013.
- Alvarado, C. y Copete, C. (2003), "La presión sobre el mercado cambiario en México: 1988-2000", *Aportes*, 8(24), 93-102.

**GRÁFICO 3.** *Clasificación de los regímenes del IPMC*

Álvarez-Plata, P. y Schrooeten, M. (2003), “The Argentinean currency crisis: A Markov-Switching model estimation”, German Institute for Economic Research, Working Paper 348.

Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

BBVA (2007), “Carry trade: Ante un Déjà Vu?”, Servicio de Estudios Económicos EconomicWatch, disponible en: [http://serviciodeestudios.bbva.com/TLBB/fbin/GLOB\\_070313\\_economicwatch\\_32\\_tcm268-108816.pdf](http://serviciodeestudios.bbva.com/TLBB/fbin/GLOB_070313_economicwatch_32_tcm268-108816.pdf)

Bertoli, S., Gallo, G. y G. Ricchiuti (2006), “Exchange market pressure: Some caveats in empirical applications”, Universidad de Firenze, Documento de Trabajo 17.

Blanchard, O., Dell’Ariccia, G. y P. Mauro (2010), “Rethinking macroeconomic policy”, IMF staff position note 10/03.

Blankson, F., Abradu-Otoo, P. y B. Amoah (2003), “A note on exchange market pressure index for Ghana”, Banco Central de Ghana, Documento de Trabajo 2003-03.

Braga, J., Brites, L. y Mendonza, A. (2007), “Exchange market pressure in African Lusophone countries”, FEUNL - Universidad Nova de Lisboa, Documento de Trabajo 527.

Campos, M. y Rodríguez, A. (2000), “Crises and credibility in a target zone: A logit from a Markov-Switching model”, Asociación Española de Finanzas Internacionales, Documento de Trabajo 5.

Collins, S. (2003), “Probabilities, probits and the timing of currency crises”, Georgetown University (mimeo).

Crédit Agricole (2007), “The Carry Trade: Principles, challenges and risks”, *Eclairages*, 109, 6-7.

Edwards, S. (2002), “Does the current account matter?”, NBER Working Paper 8275.

- Eichengreen, B., Rose, A. y C. Wyplosz (1995), "Exchange market Mayhem: The antecedents and aftermath of speculative attacks", *Economic Policy*, 10(21), 249-312.
- Eichengreen, B., Rose, A. y C. Wyplosz (1996), "Speculative attacks on pegged exchange rates: An empirical exploration with special reference to the European Monetary System", NBER Working Paper 4898.
- Engel, C. y C. Hakkio (1994), "The distribution of exchange rates in the EMS", NBER Working Paper 4834.
- Girton, L. y D. Roper (1977), "A monetary model of exchange market pressure applied to the postwar Canadian experience", *American Economic Review*, 67(4), 537-548.
- Goldberg, L. (1990), "Predicting exchange rate crises: Mexico revisited", NBER Working Paper 3320.
- Gómez-Puig, M. y J. Montalvo (1997), "A new indicator to assess the credibility of the EMS", *European Economic Review*, 41(8), 1511-1535.
- Gunsel, N., Rjoub, H. y T. Tursoy (2010), "An empirical analysis of currency crises, fundamentals and speculative pressure", *African Journal of Business Management*, 4(6), 972-978.
- Hamilton, J. (1989), "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Econometrica*, 57(22), 357-384.
- Hamilton, J. (1990), "Analysis of time series subject to changes in regime", *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 39-70.
- Hansen, B. (1992), "The likelihood ratio test under non-standard conditions: Testing the Markov Switching model of GNP", *Journal of Applied Econometrics*, 7(8), 61-82. 24
- Humala, A. (2005), "Modelling interest rate pass-through with endogenous switching regimes in Argentina", Tesis doctoral, No publicado.
- Humala, A. (2006), "Modelos Markov con probabilidades de Transición variantes: Una aplicación al análisis de crisis cambiarias", Banco Central de Reserva del Perú, XXIV Encuentro de Economistas (mimeo).
- Kim, I. (1985), "Exchange market pressure in Korea: An application of the Girton-Roper monetary model", *Journal of Money, Credit and Banking*, 7(2), 258-263.
- Krolzig, H-M. (1997), *Markov-Switching Vector Autoregressions Modelling. Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems 454, Springer.
- Krznar, I. (2004), "Currency crises: Theory and practice with application to Croatia", Banco Central de Croacia, Documento de Trabajo 12.
- Kumah, F. (2007), "A Markov-Switching approach to measuring exchange market pressure", IMF Working Paper 242.
- Long, J. S. (1997), *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*, Advanced Quantitative Techniques in the Social Sciences 7, SAGE Publications, Inc.
- Martínez, M. S. (2002), "A regime-switching approach to the study of speculative attacks: A focus on EMS crises", World Bank Policy Research Working Paper 2132.
- Pineda, J. (2003), "La presión cambiaria en Venezuela", *Monetaria*, 26(3), CEMLA.
- Weymark, D. N. (1995), "Estimating exchange market pressure and the degree of exchange market intervention for Canada", *Journal of International Economics*, 39(3-4), 273-295.
- Winkelried, D. (2003), "Interdependencia y contagio financiero en América Latina", *Monetaria*, 26(1), CEMLA.