



BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

**EXPECTATIVAS DE DEPRECIACIÓN Y DIFERENCIAL DE
TASAS DE INTERÉS: ¿HAY REGÍMENES CAMBIANTES?
EL CASO DE PERÚ**

Alberto Humala

Banco Central de Reserva del Perú

DT. N°. 2006-002
Serie de Documentos de Trabajo
Working Paper Series
Mayo 2006

Las opiniones vertidas en este documento corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de Reserva del Perú

The views expressed in this paper are those of the author and do not reflect necessarily the position of the Central Reserve Bank of Peru

EXPECTATIVAS DE DEPRECIACIÓN Y DIFERENCIAL DE TASAS DE INTERÉS: ¿HAY REGÍMENES CAMBIANTES? EL CASO DE PERÚ*

Alberto Humala

alberto.humala@bcrp.gob.pe

Este documento presenta una evaluación econométrica de la paridad descubierta de tasas de interés (PDI) para instrumentos financieros peruanos y documenta las principales regularidades empíricas respecto a esta relación. La información contenida en los diferenciales de tasas de interés respecto a la depreciación esperada es evaluada bajo distintas representaciones econométricas. En el caso peruano, si se consideran aproximaciones lineales y se incluyen períodos en los cuales las expectativas de inflación son relativamente altas, la paridad se cumpliría en promedio en el corto plazo (contrario a la evidencia internacional). En períodos de estabilidad de precios (bajo esquemas de metas de inflación), por el contrario, representaciones lineales muestran evidencia contraria a la PDI. En ambos escenarios, los modelos de cambios de régimen distinguen, sobre un mismo tamaño de muestra, entre períodos consistentes con la PDI y aquellos en que ésta no es tan relevante. En particular, los modelos Markov de regímenes cambiantes señalan la importancia de la volatilidad de los movimientos cambiarios para evaluar la validez de la PDI.

Palabras claves: paridad descubierta de tasas de interés, diferenciales de tasas de interés, tipo de cambio, modelos de regímenes cambiantes Markov

Clasificación JEL: F21, F31, F41

* Una versión preliminar de este trabajo fue presentada en el XXIII Encuentro de Economistas del BCRP en marzo del 2006. El autor agradece los comentarios y sugerencias recibidos en esta conferencia. Asimismo, agradece a Vicente Tuesta por comentar una versión preliminar de este documento. Los errores subsistentes son responsabilidad del autor.

1. INTRODUCCIÓN

Un episodio reciente de creciente diferencial de tasas a favor de la moneda extranjera (US dólares) ha renovado la atención en la paridad descubierta de tasas de interés (PDI) en el sistema financiero peruano. Con tal diferencial de tasas de interés, la PDI sugiere la presencia de presiones devaluatorias de corto plazo. La depreciación reciente de la moneda local, en efecto, es consistente con la versión dinámica de la PDI según la cual, con el tipo de cambio futuro esperado constante, la depreciación corriente genera una apreciación futura esperada. Esto plantea, entonces, la interrogante de si el banco central debiera reestablecer la tasa de interés doméstica (bajo un esquema de metas de inflación) a un nivel superior a la tasa en dólares (o, por lo menos, disminuir el diferencial negativo), a fin de reducir las presiones devaluatorias.

Las preguntas relevantes son, sin embargo, si la PDI es una relación válida de los mercados financieros y si el diferencial de tasas de interés es un buen predictor de las variaciones del tipo de cambio. Evidentemente, estos son temas empíricos y requieren ser evaluados. A pesar del rechazo empírico usual (en la literatura internacional) de la PDI en el corto plazo, es factible explotar la información contenida en los diferenciales de tasas de interés para proyectar movimientos cambiarios.¹ La primera pregunta, sobre la validez de la PDI, es abordada en este documento; mientras que en posterior investigación se analizará la segunda interrogante, sobre el poder de predicción de los diferenciales de tasas.

Respecto a la evaluación del cumplimiento de la PDI, recientemente, Chinn y Meredith (2005) muestran evidencia favorable a la paridad con instrumentos financieros de largo plazo (bonos a 5 años). Por su parte, Chaboud y Wright (2003) encuentran soporte para la PDI en intervalos de tiempo muy corto (data de frecuencia intra-diaria), en los cuales la prima por riesgo no juega un rol importante como para introducir desvíos en la paridad. No obstante estos aportes, en el corto plazo se mantiene mayoritariamente el hecho estilizado de pendiente negativa en evaluaciones empíricas de la PDI.

Por otra parte, considerando la utilidad de la PDI para proyectar movimientos cambiarios, Sarno y Valente (2004) reportan el desempeño de un modelo no lineal de la

¹ Alternativamente, la información contenida en las primas forward (la diferencia entre el tipo de cambio forward y el spot) puede desempeñar este rol. Véase Clarida, Sarno, Taylor y Valente (2003). Aunque dado que el sistema financiero peruano carece de un mercado cambiario a futuro profundo, datos sobre esta prima no están públicamente disponibles.

estructura temporal de primas forward (un VECM con cambios de régimen Markov) en la proyección de corto plazo del tipo de cambio spot. Ellos documentan que el modelo no lineal con dos regímenes supera su contraparte lineal sobre la base de proyecciones de densidad. El argumento es que el incumplimiento empírico de la PDI no es económicamente importante (aunque sí lo sería estadísticamente) como para representar ineficiencias de mercado u oportunidades regulares de ganancias extraordinarias en uno de los regímenes de la economía. En el otro régimen, el desvío de la relación de paridad no sería significativo estadística ni económicamente. Al utilizarse modelos lineales, bajo la presencia de no linealidades, el rechazo empírico de la PDI puede ser erróneamente interpretado como evidencia de ineficiencia del mercado.

Este documento evalúa empíricamente la PDI en Perú. El objetivo no es tanto evaluar la eficiencia del mercado cambiario² sino estudiar las características de esta relación que puedan condicionar la información contenida en los diferenciales de tasas de interés y su desempeño como estimador de las variaciones cambiarias. Para ello, es necesario evaluar las regularidades empíricas de la relación de PDI utilizando diversas especificaciones econométricas de la misma. La metodología inicial estándar es una regresión lineal simple, que considera la información estadística sobre instrumentos financieros apropiados.³ Es conveniente también utilizar modelos multiecuacionales (VAR o VECM) que permitan evaluar las interrelaciones entre las variables involucradas (o la persistencia de las mismas).

Alternativamente, se evalúa la presencia de no linealidades en los mercados financieros a través de modelos de regímenes cambiantes Markov (uniecuacionales y multiecuacionales). Una amplia corriente de literatura internacional reciente, teórica y empírica, ha documentado la presencia de no linealidades en el tipo de cambio y en las tasas de interés.⁴ Posiblemente, entonces, la relación entre la depreciación esperada y los diferenciales de tasas de interés esté sujeta a dichas tendencias no lineales. Al respecto,

² El mercado cambiario en Perú es pequeño en términos de operaciones diarias. En particular, aunque las operaciones cambiarias a futuro son importantes, el mercado está lejos de ser completo. Un mercado completo es aquél en el que la cobertura de riesgos de todos los posibles estados futuros puede realizarse con combinaciones de los activos existentes.

³ Tasas de interés de muy corto plazo del mercado de dinero (interbancarias, por ejemplo) representan adecuadamente las tasas de interés en la PDI. No obstante ello, esto es un tema empírico. Debe considerarse aquellas tasas que en la práctica utilizan los bancos para, por ejemplo, valorar sus operaciones forward.

⁴ Véase, por ejemplo, Clarida, Sarno, Taylor y Valente (2003), Martínez (2002) y Sarno (2005) para el tipo de cambio y Ang y Bekaert (2002), Bansal y Zhou (2002) y Dahlquist y Gray (2000) para las tasas de interés.

durante la última década, el sistema financiero peruano ha estado expuesto a crisis financieras internacionales y a cambios de política domésticos que podrían haber inducido comportamientos de regímenes cambiantes en estas variables o en la relación entre ellas.

Los resultados empíricos que se reportan en este documento muestran efectivamente evidencia consistente con cambios de régimen en PDI para Perú. Estos cambios se alternarían entre períodos (con mayor incertidumbre) en que la paridad se cumple en promedio y períodos (de mayor estabilidad) en que las desviaciones de la paridad son significativas. Tales fluctuaciones de régimen estarían asociadas a la volatilidad de los movimientos cambiarios y la incertidumbre de los mercados financieros. Aunque las aproximaciones lineales para evaluar la PDI sugieren la inestabilidad de los parámetros de la relación, no logran capturar esta secuencia de regímenes cambiantes. Los modelos lineales reportan evidencia favorable a la PDI cuando se incluyen períodos con mayores expectativas inflacionarias y contraria a la paridad en los períodos de menor incertidumbre de precios (como bajo el esquema de metas de inflación).

Este documento está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2, se presenta una revisión breve del estado actual de la literatura de la PDI y se describe las metodologías empleadas en este trabajo. La siguiente sección describe y analiza preliminarmente los datos. La Sección 4 presenta la metodología lineal para evaluar la PDI. Posibles no linealidades en la PDI son exploradas y discutidas en la Sección 5. La última sección resume los resultados de este trabajo y plantea la agenda de investigación futura.

2. MARCO TEÓRICO

2.1. La paridad de tasas de interés

La paridad descubierta de tasas de interés es una relación crucial en economía y finanzas internacionales. La condición establece que el diferencial entre una tasa de interés en moneda local y una tasa de interés en moneda extranjera es igual a la depreciación esperada de la moneda local sobre el mismo período de maduración que los instrumentos financieros involucrados. Esta relación se refiere así a las decisiones de inversión en dos monedas distintas, que para ser equivalentes en sus rendimientos deben incluir la evolución del tipo de cambio entre ambas. La representación teórica de esta relación está dada por:

$$(1 + i_t) = \frac{(1 + i_t^*)E_{t+k}^e}{E_t} \quad (1)$$

El lado izquierdo de la Ecuación (1) muestra el rendimiento de la inversión en moneda local a la tasa de interés i_t . En equilibrio, esta alternativa debe ser equivalente al retorno de la inversión en moneda extranjera (lado derecho de la ecuación). Para hacer comparables los retornos, el monto inicial en soles es, alternativamente, transformado a dólares al tipo de cambio E_t ; invertido en un instrumento financiero denominado en dólares a la tasa de interés i_t^* y, al vencimiento k períodos adelante, transformado a soles al tipo de cambio esperado E_{t+k}^e (desconocido en t). El enfoque estándar de la PDI asume expectativas racionales y neutralidad al riesgo para los inversionistas (una hipótesis conjunta).⁵ En aplicaciones empíricas, sin embargo, se incluye frecuentemente una prima por riesgo (de invertir en la moneda extranjera) que ajusta el retorno de la inversión alternativa en dólares por un parámetro adicional (ϕ_t en la siguiente expresión):

$$(1 + i_t) = \frac{(1 + i_t^*)(1 + \phi_t)E_{t+k}^e}{E_t} \quad (2)$$

Para validar la PDI, los instrumentos financieros involucrados deben diferir entre sí sólo en la moneda de denominación. Deben, por lo tanto, ser similares en riesgo crediticio, tratamiento tributario, costos de transacción y cualquier otra característica financiera relevante. Las ecuaciones (1) y (2) deben ajustarse por cualquiera de estos elementos si difirieran significativamente entre las monedas consideradas, pues para obtener conclusiones válidas sobre la PDI, es importante considerar los instrumentos apropiados.⁶

2.2. Evaluaciones lineales de la PDI

Asumiendo, sin pérdida de generalidad, que $k = 1$, la siguiente forma expandida de la Ecuación (2) presenta más claramente la racionalidad económica de la PDI:⁷

⁵ La depreciación efectivamente realizada resulta igual a las expectativas de depreciación y los agentes sólo consideran el rendimiento esperado de su inversión en su optimización mas no el riesgo involucrado en ella.

⁶ En aplicaciones para países europeos, se usan con frecuencia los euro depósitos para la estimación de los diferenciales de tasas de interés. Estos depósitos tienen la ventaja que efectivamente sólo difieren en la moneda de denominación.

⁷ Se obtiene tomando logaritmos a ambos lados de la Ecuación (2), reordenando los términos y usando la aproximación $\log(1+i_t) = i_t$ (para valores bajos de las tasas de interés). El logaritmo de E_t está dado por e_t . La forma logarítmica de las variables elude la paradoja de Siegel, según la cual la expectativa de una variable

$$i_t = i_t^* + \phi_t + E(\Delta e_{t+1}) + \gamma_t \quad (3)$$

donde $E(\Delta e_{t+1})$ representa el cambio esperado en el tipo de cambio (expectativas de devaluación) y γ_t es un término incluido para representar cualquier prima por riesgo adicional. Si, por ejemplo, las expectativas de devaluación provienen de un determinado proceso generador de datos, esta representación sugeriría que las tasas de interés también están sujetas a dicho proceso. Alternativamente, reordenando los términos y siguiendo el enfoque de expectativas racionales y neutralidad al riesgo, de la Ecuación (1), la representación econométrica (lineal) estándar de la PDI está dada por:

$$E(\Delta e_{t+1}) = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (4)$$

donde los parámetros α y β deben ser, respectivamente, cero y uno, y los errores ε_{t+1} estar idéntica e independientemente distribuidos (*iid*) para que se cumpla en promedio la PDI.

La mayoría de estimaciones econométricas de esta representación, para instrumentos financieros con vencimientos de corto plazo (hasta 12 meses), muestra evidencia contraria a la PDI.⁸ Es decir, se obtiene usualmente valores de α estadísticamente distintos de cero y de β negativos (con frecuencia, cercanos a la unidad). Explicaciones comunes de este desvío respecto a la PDI recurren alternativamente a invalidar el supuesto de neutralidad al riesgo, por ejemplo, por la presencia de primas por riesgo variantes en el tiempo o el supuesto de expectativas racionales por problemas del Peso, burbujas racionales o aprendizaje de cambios de régimen. Sin embargo, aún en modelos teóricos, estos factores no son suficientes para explicar la desviación de la PDI.⁹

Investigaciones recientes, sin embargo, se han concentrado en el largo plazo y en el muy corto plazo (data intra diaria) para evaluar la PDI, con resultados más favorables a la hipótesis conjunta de expectativas racionales y neutralidad al riesgo. Chinn y Meredith (2005), por ejemplo, evalúan la PDI usando tasas de interés de bonos de largo plazo. En su trabajo, no pueden rechazar la hipótesis nula de pendiente unitaria (aunque tampoco que sea igual a cero), lo cual constituye un resultado importante en la literatura de la PDI. Sus

y su inversa no son equivalentes si están en niveles (por lo que el resultado sería sensible a la definición del tipo de cambio).

⁸ Para una revisión literaria reciente sobre la PDI véase Sarno y Taylor (2002).

⁹ Véase, por ejemplo, Lucas (1982), donde para que la prima por riesgo explique parte importante del desvío de la PDI, se requiere un coeficiente de aversión al riesgo muy alto o una correlación muy estrecha entre el consumo y el tipo de cambio. De manera similar, Chinn y Meredith (2004) requieren de la existencia de choques muy grandes en la prima por riesgo para generar la volatilidad cambiaria observada en su modelo.

resultados son robustos a la frecuencia de los datos, el período de estimación, la definición del rendimiento y la moneda base. En la ecuación que evalúan, Chinn y Meredith usan el tipo de cambio de monedas de seis países desarrollados contra el dólar americano (sobre el período 1980Q1 – 2000Q4) y lo regresionan contra los diferenciales de tasas de interés de bonos con vencimientos a 5 años. Sin embargo, advierten que su data no es enteramente apropiada para evaluar la PDI, pues utilizan vencimientos que solo aproximan el plazo escogido, instrumentos transados sólo al interior de cada país (sujetos a probables diferencias impositivas y control de capitales) y algunos bonos que no son cupón cero.¹⁰

Aunque estos resultados son importantes, deben ser tomados con cautela. Chinn y Meredith concluyen que en el corto plazo, tasas de interés más altas están típicamente asociadas con una futura apreciación, lo cual es consistente con el hecho estilizado de pendiente unitaria negativa. Por ello, mantienen la conclusión que la información contenida en los diferenciales de tasas de interés es insuficiente para proyectar los movimientos cambiarios de corto plazo. Sobre horizontes más largos, el efecto temporal de choques cambiarios desaparece y la evidencia mostraría mayor consistencia con la dinámica de los fundamentos y la PDI. Sin embargo, aún en el largo plazo, los diferenciales de tasas de interés sólo explicarían una parte reducida de la varianza cambiaria.

Explotando el hecho que los diferenciales de tasas de interés sólo se pagan en posiciones abiertas interdiarias, Chaboud y Wright (2003) encuentran que la PDI es válida para algunas monedas fuertes en frecuencias muy altas (intra diarias). Su investigación empírica considera tasas de interés anualizadas spot/next observadas cada 5 minutos.¹¹ Así se relacionan las variaciones cambiarias con diferenciales de tasas de interés sólo sobre aquellos intervalos donde esos diferenciales realmente devengan. Los autores sostienen que aunque el rechazo de la PDI puede atribuirse a la existencia de una prima por riesgo, el tamaño de esta prima se reduce a cero en intervalos de tiempo suficientemente pequeños.

Una variante de la PDI permite utilizar alternativamente el tipo de cambio forward para evaluar la paridad de tasas de interés. Por ejemplo, Clarida y Taylor (1997) y Koutmos (1998) se basan en la relación de cointegración entre el tipo de cambio spot y el forward para argumentar que las primas forward (la diferencia entre el tipo de cambio forward y el

¹⁰ Bonos cuyo rendimiento esperado incluye el pago de intereses antes de su vencimiento.

¹¹ Estas tasas se refieren a operaciones que maduran un día después que las operaciones spot. Es decir, usualmente son operaciones a 3 días útiles.

spot) contienen información útil para proyectar la media esperada de las variaciones cambiarias. Esta aproximación corresponde a la paridad cubierta de tasas de interés (PCI), por la cual los inversionistas se cubren del riesgo cambiario fijando el precio futuro de la moneda extranjera en el mercado forward corriente:

$$(1+i_t) = \frac{(1+i_t^*)F_t^k}{E_t} \quad (5)$$

en donde el tipo de cambio esperado para el período $t+k$ ha sido reemplazado por el tipo de cambio forward, k períodos adelante, transado en el período t corriente. Siendo ésta una relación de arbitraje (todas las variables son conocidas en t), la evidencia empírica es más consistente con la PCI de acuerdo a la siguiente regresión:

$$(f_t - e_t) = \alpha^{PCI} + \beta^{PCI} (i_t - i_t^*) + \xi_t \quad (6)$$

donde el logaritmo de F_t^k está dado por f_t (para $k = 1$) y los supraíndices sobre los parámetros indican su diferencia respecto a aquellos de la Ecuación (4). Asumiendo la validez empírica de la PCI, una forma alternativa de evaluar económicamente la PDI es, entonces, una combinación de las ecuaciones (4) y (6):

$$E(\Delta e_{t+1}) = \alpha^{PDI} + \beta^{PDI} (f_t - e_t) + \mu_{t+1} \quad (7)$$

Una característica importante de este marco teórico es que puede acomodar desviaciones de la versión de neutralidad al riesgo de la hipótesis del mercado eficiente y, aún así, permitir que el contenido de información de la estructura temporal de primas forward sea significativo. Si el tipo de cambio spot y los forwards están cointegrados, un modelo de corrección de errores en vectores (VECM) es una representación óptima del sistema y puede ser útil para predecir los movimientos cambiarios futuros.

No obstante la cointegración, el tipo de cambio spot podría estar causado (a lo Granger) sólo por sus propios rezagos. En cuyo caso no habría información relevante en la estructura temporal de las primas forward que ayude a proyectar movimientos cambiarios. Si el tipo de cambio spot es causado a lo Granger por otra información distinta a sus propios valores rezagados, entonces la prima forward contiene esta información y será útil para proyectar movimientos cambiarios futuros. El supuesto crucial es que las desviaciones de la versión neutral de la hipótesis del mercado eficiente son realizaciones de un proceso estocástico estacionario. Aún si los inversionistas son adversos al riesgo o sus expectativas

no son exactamente racionales, el mecanismo de mercado puede asignar una significativa cantidad de información en el tipo de cambio forward.

Respecto a la evaluación empírica de la PDI, la interpretación de los resultados debe ser cuidadosa porque aún si el investigador no puede rechazar las hipótesis que α es cero y β es uno, los residuos de la ecuación representan en sí mismos oportunidades de arbitraje. Econométricamente, la PDI puede cumplirse en promedio sobre un período de tiempo pero no cumplirse continuamente sobre ese mismo período. Como Sarno y Taylor (2002) advierten, hacer pruebas econométricas de la PDI es útil para evaluar el hecho estilizado amplio de la PDI (en los modelos de tipo de cambio, por ejemplo), pero ello no dice mucho respecto a la eficiencia del mercado.

2.3. Regímenes cambiantes en la PDI: proyecciones

Desde una perspectiva distinta, Sarno (2005) reporta sobre los avances de los modelos de regímenes cambiantes para utilizar información relevante de los mercados financieros en la proyección de variaciones cambiarias. Sarno enfatiza que la estructura temporal de primas forward contiene suficiente información explotable para proyectar el tipo de cambio spot (dada la tendencia estocástica común –cointegración- entre el tipo de cambio spot y forward). De manera que, los modelos VECM de regímenes cambiantes mejoran sustancialmente las proyecciones de movimientos cambiarios de modelos sencillos como los de camino aleatorio. Aunque estos modelos no lineales sólo superarían marginalmente a los modelos VECM lineales si se evalúan con las medidas de precisión de proyecciones tradicionales (media y varianza esperadas). Pero al utilizar proyecciones de la función de densidad, Sarno y Valente (2004) muestran claramente la superioridad de los modelos VECM no lineales frente a sus contrapartes lineales. Esto revela la conveniencia de utilizar modelos no lineales para capturar, por ejemplo, distribuciones de probabilidad no normales. El siguiente es el VECM de regímenes cambiantes Markov utilizado por estos autores:

$$\Delta y_t = v(s_t) + \Pi y_{t-1} + \sum_{d=1}^{p-1} \Gamma_d \Delta y_{t-d} + \varepsilon_t \quad (8)$$

donde y_t es un vector que contiene el tipo de cambio spot y los tipos de cambio forward con distintos vencimientos (n variables endógenas en total); $v(s_t)$ es el vector de interceptos condicionales al régimen y $\varepsilon_t \sim NID(0, \sum_{\varepsilon}(s_t))$ es el vector de residuos,

también condicional al régimen.¹² La variable de estado s_t determina el régimen m prevaleciente en cada período t . Para completar el modelo, se asume que el proceso generador de los datos es una cadena de Markov ergódica, gobernada por las probabilidades de transición $p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j / s_t = i)$ y con $\sum_{j=1}^m p_{ij} = 1 \forall i, j \in \{1, 2, \dots, m\}$.

La relación entre depreciación esperada y diferencial de tasas de interés (o, alternativamente, la PCI) puede ser no lineal debido a una serie de razones. Costos de transacción, intervenciones de la banca central o la existencia de límites a la especulación, son factores que pueden definir una banda de inacción donde los desvíos de la relación no atraigan capitales especulativos.¹³ De esta manera, en la cercanía de la PDI, los rendimientos esperados extraordinarios pueden ser estadísticamente significativos y persistentes, pero no necesariamente serlo en términos económicos como para atraer capitales especulativos. Con retornos superiores, suficientemente amplios como para atraer especulación, la relación spot-forward del tipo de cambio revierte rápidamente hacia la PDI. Así, el hecho estilizado que la condición de PDI sea estadísticamente rechazada por los datos en modelos lineales puede no ser indicativo de ineficiencia de mercado. Como lo señalan Sarno y Valente (2004), con modelos de regímenes cambiantes, las ineficiencias implicadas por este rechazo (en uno de los regímenes) parecen ser limitadas y no tan importantes económicamente.

Asumir que la PCI se cumple para poder evaluar la PDI incluyendo los tipos de cambio forward es apropiado en la medida que permite explotar la información contenida en las primas forward para predecir movimientos cambiarios en el mercado spot. Sin embargo, esta metodología, no es tan directamente aplicable en mercados financieros emergentes, si dicha información no está libremente disponible. Nótese, por ejemplo, que en el caso peruano, las series de tipo de cambio forward no son publicadas centralizadamente, por lo que tendría que utilizarse los diferenciales de tasas de interés para construir series implícitas del tipo de cambio forward.¹⁴

¹² Una generalización de este modelo consideraría los parámetros de la relación de cointegración, Π , y de la dinámica de ajuste, Γ_d , como también variantes con el régimen.

¹³ Las instituciones financieras sólo toman posiciones especulativas si esperan de su estrategia retornos extraordinarios por unidad de riesgo mayores a aquellos obtenidos de estrategias alternativas (por ejemplo, una estrategia pasiva). Sarno (2005).

¹⁴ La información disponible está más bien relacionada a los volúmenes transados en el mercado forward. Esta información sugiere, efectivamente, un mercado incompleto. Existe una notoria asimetría en los volúmenes de venta y compras futuras de moneda extranjera que induce, por ejemplo, que los bancos que

2.4. Regímenes cambiantes en la PDI: validez de la paridad

En este documento, a fin de representar la posibilidad de cambios de régimen en la PDI y evaluar su validez empírica, se estima el siguiente modelo uniecuacional:

$$E(\Delta e_{t+1}) = \alpha_{s_t} + \beta_{s_t} (i_t - i_t^*) + \varepsilon_{t+1} \quad (9)$$

donde el término de error ε_t es un proceso estocástico Gaussiano: $\varepsilon_t \sim NID(0, \sigma(s_t))$ y todos los parámetros son condicionales a una variable no observable, $s_t \in (1, \dots, M)$, que indica el régimen prevaleciente en los mercados financieros en cada momento t . Se asume que la variable estocástica s_t puede tomar los valores 0 y 1 y que el proceso generador del régimen es una cadena de Markov homogénea y discreta, definida por las probabilidades de transición:

$$\Pr(s_{t+1} = j | s_t = i) = p_{ij} \quad (10)$$

De manera que, asumiendo que la probabilidad que s_t tome un valor particular j depende sólo del valor i que tomó un período anterior (un proceso de cadena de Markov), habrá hasta cuatro probabilidades de transición:

$$\Pr(s_{t+1} = 0 | s_t = 0) = p_{00} \quad (11)$$

$$\Pr(s_{t+1} = 1 | s_t = 0) = p_{01} \quad (12)$$

$$\Pr(s_{t+1} = 0 | s_t = 1) = p_{10} \quad (13)$$

$$\Pr(s_{t+1} = 1 | s_t = 1) = p_{11} \quad (14)$$

Tal como están definidas, estas probabilidades de transición son constantes. Nótese, además, que necesariamente se cumple que:

$$\sum_{j=1}^M p_{ij} = 1 \forall i, j \in \{1, 2\}$$

Es decir, $p_{00} + p_{01} = 1$ y $p_{11} + p_{10} = 1$ (donde M es el número de regímenes, en este caso 2). La matriz de transición P reúne estas probabilidades para representar el proceso de Markov de dos estados s_t :

$$P = \begin{pmatrix} p_{00} & p_{10} \\ p_{01} & p_{11} \end{pmatrix} \quad (15)$$

ofrecen dólares a futuros tengan que cubrir su posición demandando dólares en el mercado spot (antes que en el mercado forward).

La matriz P asume que cada p_{ij} es menor que uno, de manera que aunque un régimen sea persistente, no será absorbente (una vez que el sistema alcanza ese régimen, se mantendría allí indefinidamente).¹⁵ La posibilidad de cambiar a otro régimen es siempre positiva. Otro supuesto es que uno de los valores propios de la matriz es 1 y el otro está dentro del círculo unitario.¹⁶ Estas dos características (supuestos) hacen que la matriz P represente un proceso de Markov ergódico irreducible. Así, el vector propio asociado al valor propio unitario define el vector de probabilidades incondicionales (ergódicas):

$$P(s_t = j) = \begin{pmatrix} (1 - p_{11}) / (2 - p_{00} - p_{11}) \\ (1 - p_{00}) / (2 - p_{00} - p_{11}) \end{pmatrix} \quad (16)$$

El primer (segundo) elemento de esta matriz de probabilidades ergódicas representa la probabilidad incondicional que el proceso de Markov esté en el régimen 0 (1) en cualquier período t .

Alternativamente, la no linealidad en la PDI puede ser evaluada en un sistema VAR sujeto a cambios de régimen tal como el siguiente:

$$y_t = v(s_t) + \sum_{j=1}^m A_j(s_t) y_{t-j} + u_t \quad (17)$$

donde el término de error u_t es un proceso estocástico Gaussiano: $u_t \sim NID(0, \Sigma(s_t))$ y todos los parámetros son condicionales al régimen dado por la variable no observada s_t . En este caso, y_t es un vector de variables endógenas que incluye la depreciación observada y los diferenciales de tasas de interés (en ese orden). Al igual que en el caso uniecuacional, las probabilidades de transición están definidas como constantes.

Para la estimación de los modelos representados por las ecuaciones (9) y (17) se utiliza el algoritmo de maximización de expectativas.¹⁷ Este algoritmo está basado en un proceso iterativo de dos etapas: la de formación de expectativas y la de maximización. Estas etapas están dirigidas a estimar los parámetros de la función de verosimilitud condicional para la(s) variable(s) endógena(s) y las probabilidades de transición. Dado que la variable de estado (régimen) s_t no es observable, la cadena de Markov tiene que ser inferida condicional en las variables observadas.

¹⁵ De ser absorbente, sería equivalente a estimar un modelo lineal, en cuyo caso no habría cambio de régimen.

¹⁶ Dado que las columnas de P suman uno, la unidad es uno de los valores propios.

¹⁷ Véase Hamilton (1994) para una descripción de este algoritmo aplicado a modelos Markov de cambios de régimen.

3. DESCRIPCIÓN Y ANÁLISIS PRELIMINAR DE LOS DATOS

La PDI establece que la depreciación esperada sobre un período de tiempo debe ser igual al diferencial de tasas de interés de instrumentos financieros con madurez sobre el mismo período. Para validar las conclusiones de la PDI se asume implícitamente que las tasas de interés no están sujetas a cambios durante el período de inversión. Por esta razón, instrumentos de corto plazo (usualmente hasta un año) han sido ampliamente preferidos en la literatura empírica de la PDI. Además, asumiendo que en el corto plazo las tasas reales no difieren sustancialmente de las nominales, la PDI ha sido fundamentalmente estudiada en términos del tipo de cambio nominal y las tasas de interés nominales.¹⁸ En la Ecuación (4), las tasas de interés están tomadas en niveles (en porcentajes anuales) y la depreciación como diferencias logarítmicas (variación expresada también en términos anuales).

Debe considerarse que la depreciación esperada toma como referencia un diferencial de tasas de interés representativo de toda la estructura de tasas de interés de los mercados financieros. En este sentido, la tasa de interés interbancaria local y una tasa de interés similar internacional son comúnmente señaladas como adecuadas para evaluar la PDI en el corto plazo, dado que representan el costo de oportunidad básico de los fondos bancarios. En la práctica, sin embargo, para valuar sus operaciones cambiarias forward, los bancos utilizan aquellas tasas a las que pueden efectivamente intermediar sus fondos en el momento que realizan la operación. Y estas tasas pueden diferir considerablemente de las tasas interbancarias. En este documento, las tasas de interés utilizadas corresponden a la frecuencia mensual empleada para evaluar la PDI. En este sentido, las tasas de interés interbancarias no fueron seleccionadas por representar operaciones financieras diarias.¹⁹

Las tasas de interés utilizadas corresponden a depósitos a plazo hasta 30 días en soles y dólares de las empresas bancarias.²⁰ La frecuencia es mensual y los datos son tomados como promedios (cada observación se refiere al promedio del mes calendario respectivo). La tasa representativa es un promedio ponderado por los saldos totales de

¹⁸ Supuesto válido para economías desarrolladas con bajos niveles de inflación, pero no necesariamente para economías emergentes. No obstante esto, en la literatura empírica se ha estudiado con frecuencia también la relación entre variables reales.

¹⁹ También se realizaron estimaciones con las tasas interbancarias, que arrojaron resultados cualitativamente similares a los reportados con las otras tasas de interés.

²⁰ De manera similar a los eurodepósitos utilizados en estudios empíricos de la PDI para países europeos, se toman estas tasas de interés que sólo difieren en la moneda de denominación.

depósitos.²¹ En estricto, la información relevante es respecto a las tasas de las operaciones realizadas durante el mes y no sobre los saldos vigentes en el mes, pues en este último caso las tasas podrían traslaparse (incluyendo operaciones de hasta 30 días previos). No obstante, se asume implícitamente que este efecto no distorsiona significativamente las conclusiones de las estimaciones.

Se ha considerado como tasa extranjera la tasa de interés bancaria en moneda extranjera para el mercado local y no una tasa de interés externa.²² De esta manera, la principal diferencia en las tasas de los depósitos a plazo es la moneda de denominación y no características de sistemas financieros o países distintos. El diferente encaje marginal al que están sujetos estos instrumentos en el mercado local está recogido ya en la información contenida en el precio (tasas de interés) de los mismos.

En el caso del tipo de cambio, la depreciación efectivamente observada se considera como representativa de la depreciación esperada en la Ecuación (4) (asumiendo con ello expectativas racionales). Ello permite estimar la Ecuación (4) directamente por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Aunque, dado que la distribución de probabilidad de las expectativas de depreciación no es completamente conocida (en caso no se cumplan las expectativas racionales), se utiliza alternativamente el método generalizado de momentos (GMM) para corregir la desviación estándar de los estimadores.²³ La depreciación se mide como la diferencia en logaritmos del tipo de cambio bancario (promedio compra y venta). De nuevo, la frecuencia es mensual y el dato corresponde al promedio mensual. Se asume implícitamente que la información de promedio mensual es suficientemente informativa para evaluar la validez de la PDI.

El período de estimación es de enero de 1992 hasta septiembre de 2005. Para efectuar un análisis de sensibilidad, se utilizan alternativamente los períodos 1994-2005, 1996-2005 y 2000-2005.²⁴ En este último período de estimación se utiliza además las tasas de interés publicadas por la Superintendencia de Banca y Seguros (SBS), las cuales

²¹ A partir de diciembre 2001 las tasas se ponderan diariamente de acuerdo a la participación de cada banco.

²² Como podría haber sido la tasa de la Reserva Federal de Estados Unidos o una tasa LIBOR (a 30 días). Nuevamente, también se realizaron estimaciones con estas tasas de interés externas y los resultados son cualitativamente similares.

²³ Los resultados obtenidos son cualitativa y cuantitativamente similares con ambas metodologías.

²⁴ Todos los datos son tomados de la sección de estadísticas del portal www.bcrp.gob.pe del Banco Central de Reserva del Perú.

corresponden directamente al promedio de tasas reportadas por los bancos en la valorización de sus operaciones cambiarias forward.

Las estimaciones asumen neutralidad al riesgo. Sin embargo, al omitirse la prima por riesgo siendo ésta una variable significativa, los coeficientes resultantes pueden estar sesgados y ser inconsistentes. Para evaluar esta posibilidad, se incluye en la PDI una medición de prima por riesgo para los períodos 1996-2005 (el diferencial de tasas de interés interbancarias como indicador de riesgo cambiario) y 1999-2005 (el índice EMBI como indicador de riesgo país). Se definen estos períodos según la disponibilidad de los indicadores respectivos.

La evolución de las tasas de interés puede apreciarse en la Ilustración 1. Nótese que en el caso de la tasa de interés en moneda local, a partir de 1994 se reduce significativamente su nivel. El diferencial de tasas disminuye consistentemente durante todo el período de observación, aunque no revierte su signo (a favor de la tasa en moneda extranjera), como sí es el caso de las tasas interbancarias (Ilustración 2) en los últimos meses de la muestra.

Una aproximación visual a la evaluación de la PDI se muestra en la Ilustración 3. Sugiere una relación positiva (aunque no muy compacta) entre la depreciación observada y el diferencial de tasas de interés en los tres primeros períodos de estimación. Sin embargo, para el período que empieza en enero de 2000, la pendiente se torna negativa. En términos de la Ecuación (4), el parámetro β sería positivo y, aparentemente, no muy distinto a la unidad si se consideran los tres primeros períodos de estimación. La dispersión de las observaciones alrededor de esta pendiente unitaria, sin embargo, muestran claramente que aunque el promedio es consistente con la PDI, ello no necesariamente representaría ausencia de oportunidades de arbitraje en los mercados financieros. Tampoco se descarta la relevancia de alguna otra variable (de riesgo, por ejemplo) que explique ese desvío puntual significativo de la PDI. Similarmente, aunque la pendiente de la relación es negativa para el período 2000-2005, las observaciones puntuales están muy dispersas del promedio y no necesariamente implican ineficiencia de los mercados cambiarios. El paso de una pendiente positiva a una negativa, condicional al período de estimación, sugiere ciertamente una inestabilidad en el parámetro que requiere un análisis más formal.

4. EVALUACIONES LINEALES DE LA PDI

4.1. Ecuación estándar de la PDI

Una forma inicial de evaluar la PDI es estimando la Ecuación (4) para los períodos considerados. Los resultados de la estimación GMM y MCO se muestran en la Tabla 1. Si bien el GMM tiene la ventaja de no requerir la especificación de la función de verosimilitud para estimar los parámetros de la regresión, no explota eficientemente toda la información disponible dado que para definir la matriz de ponderación utiliza sólo algunos momentos de la muestra (en vez que toda la distribución).²⁵ La estimación MCO, por su parte, puede no ser la adecuada si las expectativas racionales no son válidas y se tiene una distribución (no normal) de los datos desconocida. Por consistencia, entonces, se muestran ambas estimaciones, aunque se enfatiza las pruebas de hipótesis de los modelos estimados mediante MCO para mostrar eventuales deficiencias estadísticas de especificación al estimar la Ecuación (4) en su forma original.²⁶

El parámetro β estimado fluctúa entre 0.415 (0.421) y 1.086 (1.15) en la estimación por MCO (GMM) para los períodos que incluyen parte de los años 1990s. Contrario a los resultados usuales en la literatura empírica de la PDI, la pendiente resulta positiva e insignificanamente distinta a la unidad.²⁷ Sin embargo, cuando la muestra es restringida al período 2000-2005, el parámetro de la estimación MCO (GMM) es -0.224 (-0.286). Nótese, sin embargo, que a pesar del valor negativo de β en este caso, no se corrobora el hecho estilizado de pendiente unitaria negativa.

En los períodos de estimación 1992-2005 y 1996-2005 no se puede rechazar la hipótesis conjunta que $\alpha = 0$ y $\beta = 1$. En el caso del período 1994-2005, aunque el parámetro β es positivo, su valor está más cerca estadísticamente de cero que de la unidad. En el último periodo de estimación, 2000-2005, la pendiente es negativa y la prueba de Wald rechaza claramente el valor unitario positivo.

Las pruebas de hipótesis de las estimaciones efectuadas se reportan en la Tabla 2. En los tres períodos de estimación en que se obtiene valores positivos para la pendiente, se rechaza la hipótesis de normalidad de los residuos. La prueba de Jarque-Bera rechaza la

²⁵ Hamilton (1994). Adicionalmente, las muestras no serían suficientemente grandes como para explotar las ventajas de este método.

²⁶ Los estimadores GMM son robustos a la heteroscedasticidad y autocorrelación.

²⁷ Recuérdese que se están evaluando la PDI con instrumentos financieros de corto plazo, para lo cual la evidencia empírica internacional es mayoritariamente contraria a la relación de paridad.

hipótesis nula de normalidad y sugiere la presencia de leptocurtosis y de un sesgo (débil) a la derecha en la distribución de los residuos. Por otro lado, las pruebas de Breush-Godfrey y White, muestran evidencia significativa de autocorrelación serial y heteroscedasticidad en los residuos.²⁸ Es decir, aunque se encuentra evidencia de pendiente positiva en determinados periodos (consistente con la PDI), los problemas de incongruencia del modelo estimado invalidarían la relación de paridad de tasas de interés en promedio.

Por su parte, la evaluación de la PDI en el periodo 2000-2005 muestra resultados muy diferentes. Los parámetros estimados no son significativos estadísticamente y tampoco son consistentes con la PDI. Si bien los parámetros serían estables para este periodo de estimación (contrario al caso de los otros periodos estimados), el coeficiente de significancia es ínfimo. Asimismo, no se puede rechazar la hipótesis de normalidad en la distribución de los residuos de la regresión y no se encuentra evidencia de autocorrelación ni de heteroscedasticidad.²⁹

De estos resultados se desprende, entonces, que la variación en la pendiente de la PDI pareciera estar influenciada por la reducción significativa en el nivel y volatilidad de las tasas de interés. A partir del 2000, aunque el modelo resulta congruente, las expectativas de depreciación no parecen guardar ninguna relación con el diferencial de tasas de interés. Antes de ese año, la inclusión de periodos con mayores volatilidades en las tasas de interés muestra, por el contrario, evidencia más favorable a la PDI (en promedio) pero ciertamente inestable. Dado que las tasas de interés nominales reflejan la evolución de las tasas de interés reales más las expectativas de inflación, la distinción podría provenir precisamente de la volatilidad de la inflación, claramente cambiante en esos dos periodos.³⁰

Esta diferencia de resultados condicional al periodo de estimación, hace necesario incorporar algunas variables adicionales que puedan representar mejor la PDI. Una natural extensión es dar cuenta de rezagos adicionales en las variables explicativas (que reflejen

²⁸ Si bien el GMM provee estimadores robustos a autocorrelación y heteroscedasticidad, igual se encuentra evidencia de una distribución no normal para los residuos en este caso.

²⁹ Lo cual validaría el uso de los MCO en la estimación para este periodo.

³⁰ Véase la Tabla 3, que reporta un indicador sencillo de volatilidad (la desviación estándar) de los valores puntuales mensuales de las variables consideradas.

cierto grado de persistencia) o la corrección de eventuales valores extremos (outliers) en la muestra. Para este efecto, se utiliza el enfoque econométrico de lo general a lo específico.³¹

Para este método, se parte de una representación genérica que incluye, en cada período de estimación, hasta 3 rezagos en la depreciación observada y tres rezagos en el diferencial de tasas de interés. Progresivamente, se va evaluando cada modelo resultante hasta concluir con aquél más significativo y congruente. Aunque las ecuaciones resultantes no constituyen directamente una representación económica de la PDI sino una alternativa estadística, la estimación nos proporciona criterios para definir la importancia de la persistencia en cada una de las variables y la presencia de valores extremos en cada período. Así, por ejemplo, el primer rezago de la depreciación observada es reconocido en la ecuación final, para cada período, como muy significativo.³² El primer rezago del diferencial de tasas de interés (que es el representativo en la PDI) sólo es incluido en la ecuación final en los períodos 1994-2005 y 1996-2005, seleccionándose alternativamente, en los otros períodos, el segundo y tercer rezago.

En los cuatro períodos de estimación se incluye significativamente unas variables dummy para aislar el efecto de los valores extremos de la depreciación esperada, que son determinadas automáticamente por el algoritmo de selección. Aunque el número de estos valores extremos en cada muestra varía de 1 a 4 (relativamente pocos), los valores estimados de estos parámetros son demasiado grandes para ser plausibles. Esto podría interpretarse como una señal que en esas circunstancias, lo que está presente es más bien un cambio de régimen que tiene que ser considerado como un cambio en la relación de PDI antes que ser modelado con variables dummy.

Adicionalmente, se estima la Ecuación (4) con las tasas de interés que reportan los bancos como utilizadas en sus operaciones del mercado cambiario forward. En este caso se determina primero el promedio de las tasas activa y pasiva para cada moneda y se toma luego el diferencial entre estos promedios. Debe considerarse que las series de estas tasas de interés no corresponden directamente a algún tipo de operación en particular (activa o pasiva) sino más bien a las tasas respectivas que los bancos emplean en un momento dado para valuar sus operaciones forward. Sin embargo, como se aprecia en la Ilustración 4,

³¹ Se emplea el aplicativo PcGets de Oxmetrics, el cual automatiza este procedimiento de selección. Véase Hendry y Krolzig (2001).

³² Los resultados se presentan en la Tabla 4.

estas series siguen de cerca la evolución de las tasas de interés de los depósitos a 30 días utilizadas en esta investigación. Los resultados de la estimación son cualitativa y cuantitativamente similares a los presentados anteriormente para la Ecuación (4).³³

Otra probable extensión en la estimación de la PDI es la inclusión de variables representativas de primas por riesgo de la inversión en moneda extranjera. La existencia de estas primas (que invalidan el supuesto de neutralidad al riesgo) puede estar induciendo ineficiencias en los estimadores MCO (o GMM) como consecuencia de variables omitidas. Esta posibilidad se analiza en la siguiente sección.

4.2. Inclusión de aversión al riesgo

Con el objetivo de dar cuenta de posibles primas por riesgo de inversión en moneda extranjera (riesgo de depreciación, fundamentalmente), se incluye alternativamente un indicador de riesgo país (el EMBI) y un indicador de riesgo cambiario (el diferencial de las tasas de interés interbancaria en moneda local y extranjera). El diferencial de tasas de interés interbancarias no afecta necesariamente la estimación uniecuacional (por eventual problema de colinearidad) pues aunque las tasas de interés de los depósitos tienen relación con estas tasas de referencia, los plazos de estos instrumentos son muy diferentes.

En el primer caso, la inclusión del EMBI no representa ninguna mejora en la estimación, sino que por el contrario deteriora todos los indicadores. Los resultados al incluir el diferencial de tasas interbancarias confirma la evidencia encontrada previamente: no se puede rechazar que el parámetro β sea unitario, pero se mantienen los otros aspectos de la incongruencia del modelo.³⁴

4.3. Aplicación de un modelo VAR

La estimación de un VAR como alternativa de especificación a la relación PDI fue implementada incluyendo la depreciación observada y el diferencial de tasas de interés como variable endógenas.³⁵ La ecuación correspondiente a la depreciación en la forma reducida del VAR puede tomarse directamente como la forma estructural al asumirse una descomposición de Choleski. Aunque esta representación no es directamente una

³³ Las tasas corresponden a las operaciones activas y pasivas en moneda nacional y extranjera reportadas por los bancos a la SBS. Se comparan con las tasas de los depósitos en ambas monedas empleadas en el resto del documento. Estos resultados pueden obtenerse del autor por requerimiento.

³⁴ Los resultados de estas estimaciones están disponibles del autor por requerimiento.

³⁵ El análisis preliminar de las series temporales involucradas sugiere la especificación VAR (y no VECM).

evaluación de la Ecuación (4), se puede interpretar como una variante que incluye cierto grado de persistencia en la depreciación esperada (observada) de la moneda.³⁶

El valor del parámetro equivalente al β de la Ecuación (4) fluctúa entre 0.218 y 0.677 en los tres periodos iniciales de estimación. De manera similar al caso uniecuacional, este valor es negativo para el período más reciente (-0.347), aunque no llega a equiparar la evidencia empírica internacional de pendiente unitaria negativa.³⁷ En ambos casos, si bien el sistema cumple con las condiciones de estabilidad, los modelos tienen distintos grados de incongruencia (no normalidad, autocorrelación serial y heteroscedasticidad en los residuos). En particular, el VAR estimado para el último período, es el de menor ajuste a la muestra (menor coeficiente de significancia).

5. EVALUACIÓN DE RÉGIMENES CAMBIANTES DE LA PDI

De las estimaciones lineales, uniecuacional y multiecuacional, se concluye que aunque la relación entre la depreciación esperada y los diferenciales de tasas de interés es positiva y consistente con la PDI en el período 1992-2005, los parámetros de tal relación no serían estables. Por el contrario, al considerar el período más reciente, del 2000 al 2005, en el cual la volatilidad y las expectativas de inflación son sustancialmente más reducidas, la evidencia es más bien contraria a la PDI y algo más cercana a la evidencia de pendiente negativa (además con parámetros relativamente más estables). Es probable que estos resultados estén asociados a la presencia de no linealidades en la PDI. Los parámetros de la relación podrían estar sujetos a cambios de régimen estocásticos (Markov), que reflejen circunstancias específicas de los mercados financieros como, por ejemplo, la misma volatilidad de las variables involucradas.³⁸

5.1. Determinación del número de regímenes

No hay un consenso generalizado sobre qué metodología utilizar para evaluar la necesidad de especificar un segundo régimen. La discusión econométrica sobre evaluar modelos jerarquizados alternativos se puede encontrar en Hansen (1992), García (1998) y García y Perron (1996), entre otros. En este tipo de pruebas, la hipótesis nula de un modelo lineal se

³⁶ Medida por el parámetro que acompaña al rezago de la depreciación en la primera ecuación del VAR que incluye, en ese orden, la depreciación realizada y los diferenciales de tasas de interés.

³⁷ Los resultados de las estimaciones VAR se aprecian en la Tabla 5.

³⁸ La probabilidad que estos cambios de régimen sean determinísticos es ciertamente positiva, pero dado que no se tiene información a priori sobre en qué momentos se dan los cambios, se asume que las volatilidades financieras no están clasificadas en relación a umbrales determinados.

confronta con la alternativa de un modelo no lineal de cambios de régimen Markov. El modelo lineal es la representación restringida del modelo (general) no lineal. En su contribución original de los modelos de regímenes cambiantes Markov aplicados a la macroeconomía y las series de tiempo, Hamilton (1988) identificó para estos casos el problema de la presencia de parámetros problema bajo la hipótesis nula. Es decir, en el modelo restringido lineal, las probabilidades de transición no están definidas. Sin embargo, es en Hansen (1992) que se trata el tema en detalle y se propone el coeficiente de verosimilitud estandarizado.

A continuación se evalúa la presencia de cambios de régimen (estocásticos) tipo Markov para la PDI. La prueba de Hansen (1992) se aplicó bajo la hipótesis nula de linealidad para la representación uniecuacional de la PDI.³⁹ Para esta prueba se considera un modelo de cambios de régimen Markov, en donde sólo el intercepto es condicional al régimen. Sin embargo, esta representación no es la más adecuada, en la medida que es precisamente en el parámetro de pendiente (y no en el intercepto, que debiera ser insignificamente distinto a cero) donde radica la mayor probabilidad de variación si es que la PDI está sujeta a cambios de régimen. En efecto, los resultados muestran que la prueba de Hansen no puede rechazar la linealidad en la PDI para ninguno de los períodos de evaluación.

Una prueba alternativa para evaluar la presencia de regímenes cambiantes en la PDI es la de García y Perron (1996), por la cual se estima el modelo con el mayor número de regímenes y se aplica la prueba J para modelos no jerarquizados. Así, esta prueba consiste en aplicar un estadístico t simple para evaluar la significancia del parámetro que acompaña al valor estimado por el modelo no restringido (dos regímenes) de la variable endógena en una ecuación que también tiene ese valor estimado por el modelo alternativo restringido.⁴⁰

Para seleccionar el modelo no lineal (no restringido) a utilizar en la prueba J en cada período, se emplea el método de selección de “abajo a arriba” de Krolgig (1997). Al hacerse la comparación entre modelos no lineales alternativos, no se presenta el problema

³⁹ Los resultados se aprecian en la Tabla 6.

⁴⁰ Se utiliza una ecuación de la forma $y_t = (1 - \delta) f_t(\beta) + \delta g_t + u_t$ y se aplica una prueba t sobre el parámetro δ . El lado derecho de la ecuación contiene el valor estimado de la variable endógena por el modelo restringido, $f_t(\beta)$, y por modelo no restringido, g_t .

de parámetros inconvenientes en las pruebas estadísticas.⁴¹ Así, todos los modelos evaluados están sujetos a dos regímenes estocásticos Markov, de manera que la prueba de máxima verosimilitud es suficiente para determinar el modelo apropiado. En todos los períodos de estimación, el modelo seleccionado es aquél en que el intercepto, la pendiente y la desviación estándar en los residuos están sujetos a cambios de régimen.⁴²

Los resultados de la prueba J sugieren efectivamente la presencia de no linealidades en la ecuación representativa de la PDI para todos los períodos de estimación.⁴³ Aunque en el último período, los parámetros de pendiente (condicionales al régimen) son ambos negativos y similares entre sí. En este caso, la evidencia de no linealidad es más bien estadística y no necesariamente económica. En los tres períodos anteriores, la distinción en los parámetros es clara y permite efectivamente concluir que la relación de paridad de tasas de interés es bien representada por un proceso generador de datos sujeto a cambios de régimen tipo Markov. En la siguiente sección, entonces, se procede a analizar los modelos no lineales consistentes con la PDI.

5.2. Cambios de régimen en la PDI

La relación de paridad de las tasas de interés en el Perú estaría sujeta a cambios de régimen asociados a la volatilidad de los mercados financieros. Los resultados de las estimaciones de modelos Markov de regímenes cambiantes evidencian una clara distinción en el parámetro β que representa el nexo entre el diferencial de las tasas de interés y la depreciación observada (esperada).⁴⁴ Así, por ejemplo, los resultados de la estimación de la Ecuación (9), para los tres primeros períodos considerados, muestran un valor de este parámetro que fluctúa entre 0.99 y 1.37 en el régimen que corresponde a mayor volatilidad financiera y entre -0.22 y 0.17 en el régimen alternativo de menor volatilidad en los mercados. Es decir, en circunstancias en que hay mayor incertidumbre financiera, la

⁴¹ Las probabilidades de transición están ausentes de los modelos lineales, pero no de los modelos no lineales alternativos.

⁴² La posibilidad de tres regímenes también fue evaluada, pero los datos no son consistentes con ella. Además, dada la muestra limitada, se decidió no profundizar el análisis de esta posibilidad.

⁴³ Estos resultados se muestran en la Tabla 7.

⁴⁴ Los parámetros estimados por los modelos no lineales se presentan en la Tabla 8. Aparte de las estimaciones de las ecuaciones (9) y (17), se incluye un modelo uniecuacional que considera el rezago de la depreciación observada como variable explicativa adicional.

evidencia es favorable al cumplimiento promedio de la PDI.⁴⁵ En tanto que en escenarios de mayor estabilidad relativa, existiría un desvío estadístico importante respecto a la pendiente unitaria en la paridad de tasas de interés. Nótese, que en ambos casos, la distinción en la desviación estándar de los residuos entre regímenes es muy marcada.

Por el contrario, si se toma sólo el período más reciente de estimación (2000-2005), la pendiente es claramente negativa en ambos regímenes inferidos de la muestra. De la Ecuación (9) se obtiene el parámetro β de -1.8 para el régimen de calma financiera relativa y de -2.1 para el régimen volátil. Es notorio que estos valores son similares y que corresponden a regímenes cuya volatilidad (desviación estándar) en los residuos es prácticamente la misma. Sin embargo, pareciera ser que la distinción entre estos regímenes se da en el intercepto de la ecuación, que adquiere un valor muy alto (15,8) en el escenario de mayor volatilidad. Es decir, una devaluación promedio más alta, que la sugerida por la PDI, en escenarios de mayor incertidumbre financiera debido, por ejemplo, a la presencia de mayores riesgos de mercado.

En este último caso, si bien estadísticamente el algoritmo de estimación infiere la probabilidad de ocurrencia de cada régimen y le asigna un parámetro correspondiente, la evidencia de valores similares para este parámetro sugiere la presencia de un solo régimen en términos económicos. En particular, la volatilidad durante este período del tipo de cambio y de las tasas de interés es considerablemente menor a la registrada durante los años 1990s. La consolidación de la estabilidad monetaria y la adopción de un régimen de metas de inflación contribuyó también a reducir las expectativas de inflación, de manera que la PDI es evaluada en un contexto de menor incertidumbre financiera. Paradójicamente esto implica un desvío estadístico significativo respecto a la paridad de tasas de interés. Resultado que, por supuesto, es consistente con la evidencia internacional de rechazo empírico de la PDI.

A fin de eliminar la posibilidad que el parámetro de intercepto recoja diferencias importantes entre regímenes (considerando que su valor esperado es cero), se re-estima el modelo de Markov para la Ecuación (9) asumiendo este parámetro constante en todos los períodos seleccionados. Es decir, la pendiente y la desviación estándar siguen siendo

⁴⁵ Recuérdese, sin embargo, que este cumplimiento promedio no necesariamente implica ausencia de oportunidades de arbitraje en todo instante o ausencia de factores adicionales que influyeran las expectativas de depreciación.

condicionales al régimen, pero el intercepto es invariante.⁴⁶ Esta estimación confirma los resultados anteriores para los dos primeros períodos: una pendiente positiva y cercana a la unidad para el régimen más volátil y una pendiente más reducida, cercana a cero o negativa, para el escenario menos incierto.

En el caso del tercer período (1996-2005), los parámetros aunque distintos eran ambos positivos (cercano a uno en un régimen y cercano a cero en el otro). En la nueva estimación, la pendiente en el régimen de mayor incertidumbre es ahora incluso superior a la unidad y en el otro régimen se convierte en negativa. En tanto que para el último período, se mantienen los valores negativos (similares entre sí) para el parámetro β en ambos regímenes, pero con valores absolutos sustancialmente más reducidos (cerca de cero). Aunque la volatilidad de los escenarios es ahora más claramente distinguida, la evidencia parece indicar la presencia de un solo régimen en este período o, alternativamente, que la presencia de dos regímenes no altera el parámetro de pendiente pero sí la magnitud de los desvíos de la relación de paridad.

En la Tabla 9 también se muestra la comparación de los parámetros estimados por los modelos lineal y no lineal de la Ecuación (9) para cada período de muestra. Esto permite precisar el aporte de la estimación de cambios de régimen Markov en la evaluación de la validez de la PDI. En el período completo (1992-2005), por ejemplo, la aproximación lineal arroja una pendiente de la relación de 0.93 (estadísticamente similar a la unidad), lo que llevaría a concluir que en promedio la PDI se cumple para instrumentos financieros de corto plazo. Sin embargo, la aproximación de cambios de régimen muestra una distinción de escenarios en los que la relación es consistente con la PDI (un parámetro positivo de 1.28) en un régimen, pero contraria a la paridad en el otro régimen (un parámetro de -0.2).

Similar patrón comparativo se mantiene en los otros dos períodos de estimación que incluyen parte de los años 1990s. La aproximación no lineal permite distinguir circunstancias en las que los diferenciales de tasas de interés son más informativos respecto a las expectativas de depreciación de aquellos en los que su contenido de información es muy limitado. Estos escenarios estarían asociados a los niveles de volatilidad de las variables involucradas. Mayor validez promedio de la PDI en circunstancias más volátiles, evidencia contraria a la PDI en circunstancias de mayor estabilidad relativa. En el último

⁴⁶ Los resultados se muestran en la Tabla 9.

período de estimación, las aproximaciones lineal y no lineal arrojan resultados similares porque la muestra no estaría sujeta a cambios de régimen relevantes económicamente. Alternativamente, en este último caso, la presencia de regímenes distintos no se manifestaría en parámetros cambiantes, pero sí en cambios en la magnitud de los choques a la relación. De cualquier manera, en este período de volatilidad financiera reducida, la evidencia empírica es contraria a la PDI.

Cabe resaltar, además, que el modelo uniecuacional de cambios de régimen Markov clasifica en el segundo régimen (de mayor volatilidad) similares períodos en cada muestra.⁴⁷ Esto demuestra consistencia en la selección de los períodos en los que la evidencia sería más consistente con la PDI, independientemente de la muestra utilizada. También se puede apreciar esta clasificación con la representación de las probabilidades de transición (en las ilustraciones 5 a 8), en las que el número de observaciones en cada régimen (con una probabilidad de ocurrencia cercana al 100 por ciento) es significativo.

6. CONCLUSIONES Y AGENDA DE INVESTIGACION

Las estimaciones lineales estándar muestran evidencia empírica contraria a la paridad descubierta de tasas de interés en el Perú cuando se considera el período reciente desde el 2000 hasta el 2005. Aunque congruente y con parámetros estables, el modelo uniecuacional de la PDI tiene una significancia muy reducida en este período. Al ampliarse la muestra para incluir datos desde 1992, la estimación lineal muestra, por el contrario, evidencia más favorable a la PDI (a pesar que se evalúa la relación con instrumentos financieros de corto plazo). En este caso, sin embargo, los modelos resultan incongruentes y con parámetros inestables. Representaciones lineales alternativas arrojan resultados cualitativos similares. Estos resultados, sugerirían que el cambio del parámetro de la pendiente de la PDI de positivo (en el período de estimación más largo) a negativo (en el período más reciente) estaría asociado a la reducción de las expectativas de inflación de los agentes, reforzada por la adopción del esquema de metas de inflación a partir del 2002.

La aproximación no lineal para la evaluación de la PDI considera la presencia de cambios estocásticos de régimen en el proceso generador de los datos y modela la relación suponiendo que una cadena de Markov representa estos cambios de régimen y que las

⁴⁷ Véase la Tabla 10.

probabilidades de transición entre regímenes son constantes. Las estimaciones muestran efectivamente regímenes cambiantes en la PDI para el período de muestra más extenso, con determinadas circunstancias en las cuales los datos son consistentes con el cumplimiento promedio de la PDI y con otras ocasiones en las que la evidencia es más bien contraria a la paridad de tasas de interés.

Por la frecuencia de los cambios de régimen presentes en toda la muestra, esta distinción en la pendiente de la PDI estaría asociada más bien a la volatilidad de las propias variables involucradas en la relación (y no a diferencias en las expectativas de inflación). Ante mayor incertidumbre en los mercados financieros, la evidencia es en promedio más consistente con la PDI, en tanto que bajo escenarios de calma financiera, los desvíos respecto a la relación son significativos. En el período de estimación más reciente, si bien las expectativas de inflación son menores, la evidencia sería contraria a la PDI por la menor volatilidad relativa de las expectativas de devaluación y de los diferenciales de tasas.

La agenda de investigación pendiente requiere extender los modelos de cambios de régimen Markov para considerar las probabilidades de transición variantes en el tiempo. Si efectivamente la volatilidad en las expectativas de devaluación y los diferenciales de tasas condicionan la existencia de regímenes distintos en el proceso generador de los datos de la PDI, la estimación de un modelo de Markov con probabilidades de transición que incluya estas variables explicativas es relevante.

El objetivo final de estas estimaciones es evaluar la utilidad de los diferenciales de tasas de interés como predictores de los movimientos cambiarios futuros. En este sentido, es necesario continuar la investigación evaluando el desempeño de estos modelos, lineales y no lineales, en la predicción dentro y fuera de la muestra. Nótese que aún a pesar de probables desvíos empíricos de la PDI, estos diferenciales pueden contener información relevante sobre las expectativas de devaluación, que debe ser extraída de manera eficiente.

Referencias

- Ang, Andrew y Geert Bekaert (2002). Short rate nonlinearities and regime switches. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 26, pág. 1243-1274.
- Bansal, Ravi y Hao Zhou (2002). Term structure of interest rates with regime shifts. *The Journal of Finance*, Vol. LVII, No. 5, Octubre, pág. 1997-2043.
- Brigden, Andrew, Ben Martin y Chris Salmon (1997). Decomposing exchange rate movements according to the uncovered interest rate parity condition. *Bank of England, Key Reading in Monetary Policy*, Noviembre.
- Chaboud, Alain P. y Jonathan H. Wright (2003). Uncovered interest parity: it works, but not for long. *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers No. 752*, Enero.
- Chinn, Menzie D. y Guy Meredith (2005). Testing uncovered interest parity at short and long horizons during the post-Bretton Woods era. *National Bureau of Economic Research, Working Paper 11077*, Enero.
- Chinn, Menzie D. y Guy Meredith (2004). Monetary policy and long-horizon uncovered interest parity. *IMF Staff Papers*, Vol. 51, No. 3.
- Clarida, Richard y Mark P. Taylor (1997). The term structure of forward exchange premiums and the forecastability of spot exchange rates: correcting the errors. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 3, Agosto, pág. 353-361.
- Clarida, R.H., Sarno, L., Taylor, M. P., y Valente, G. (2003). The out-of-sample success of term structure models as exchange rate predictors: a step beyond. *Journal of International Economics* 60, pág. 61-83.
- Dahlquist, Magnus and Stephen F. Gray (2000). Regime-switching and interest rates in the European monetary system. *Journal of International Economics*, Vol. 50, pág. 399-419.
- Garcia, Rene (1998). Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models. *International Economic Review*, Vol. 39, No. 3, Agosto, pág. 763-88.
- García, Rene y Pierre Perron (1996). An analysis of the real interest rate under regime shifts. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1, Febrero, pág. 111-125.
- Hamilton, James D. (1994). *Times series analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Hansen, B. E. (1992). The likelihood ratio test under non-standard conditions: testing the markov switching model of GNP. *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7, Issue Supplement: Special Issue on Nonlinear Dynamics and Econometrics, Diciembre, S61-S82.

- Hendry, David F. y Hans-Martin Krolzig (2001). Automatic econometric model selection using PcGets. Timberlake Consultants Ltd. Londres, Reino Unido.
- Krolzig (1997). *Markov-switching vector autoregressions. Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. Lecture notes in economics and mathematical systems. Springer.
- Koutmos, G. (1998). The information contents of the forward premium and the forward forecast error. *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 8, No. 4, Noviembre, pág. 381-391.
- Lucas, R.E., Jr (1982). Interest rates and currency crises in a two-country world. *Journal of Monetary Economics*, 10, pág. 335-59.
- Martínez Peria, María Soledad (2002). A regime-switching approach to the study of speculative attacks: a focus on EMS crises. *Empirical Economics*, Vol. 27, pág. 299-334.
- Sarno, Lucio (2005). Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand?. Finance Group, Warwick Business School, University of Warwick. Febrero.
- Sarno, Lucio y Mark P. Taylor (2002). *The economics of exchange rates*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- Sarno, Lucio y Giorgio Valente (2004). Empirical exchange rate models and currency risk: some evidence from density forecasts. *University of Warwick*, Agosto.

Índice de Autores

Ang y Bekaert (2002)	4
Bansal y Zhou (2002)	4
Chaboud y Wright (2003)	3, 8
Chinn y Meredith (2004)	7
Chinn y Meredith (2005)	3, 7
Clarida y Taylor (1997)	8
Clarida, Sarno, Taylor y Valente (2003)	3, 4
Dahlquist y Gray (2000)	4
Garcia (1998)	21
Garcia y Perron (1996)	21, 22
Hamilton (1994)	13, 17
Hansen (1992)	21, 22
Hendry y Krolzig (2001)	19
Koutmos (1998)	8
Krolzig (1997)	22
Lucas (1982)	7
Martínez (2002)	4
Sarno (2005)	4, 10, 11
Sarno y Taylor (2002)	7, 10
Sarno y Valente (2004)	3, 10, 11

Ilustraciones

Ilustración 1: Las tasas de interés en la PDI

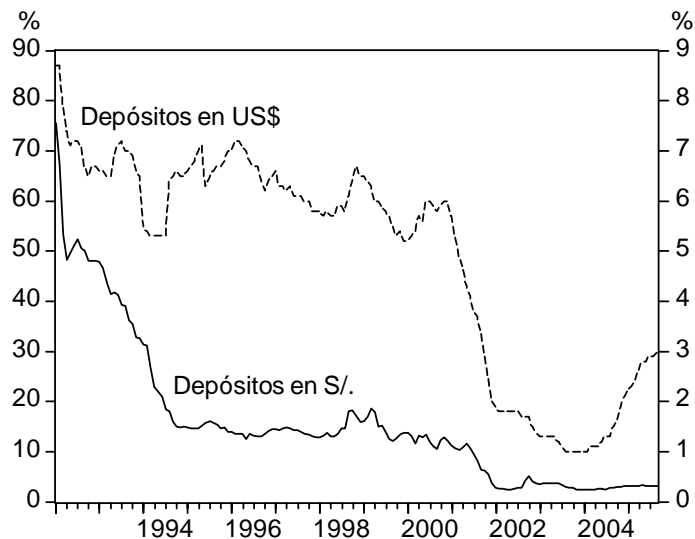


Ilustración 2: Diferencial de tasas interbancarias y el tipo de cambio

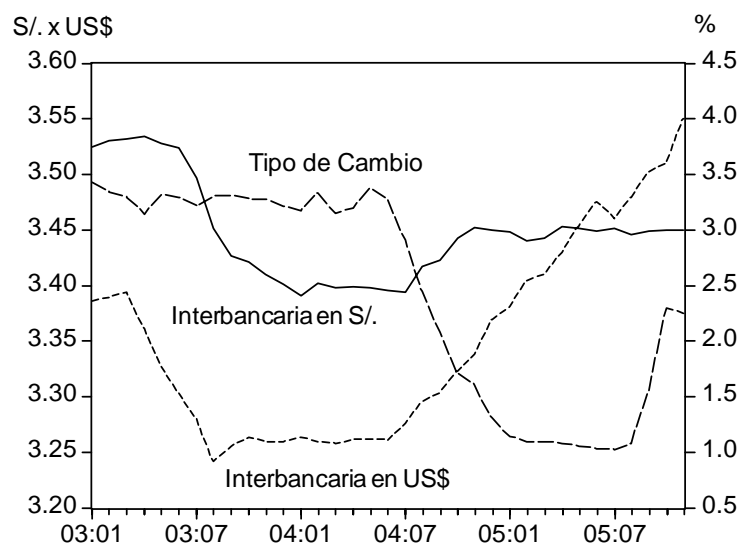


Ilustración 3: Depreciación observada (DL_SY) y diferencial de tasas (D_I_IF(-1))

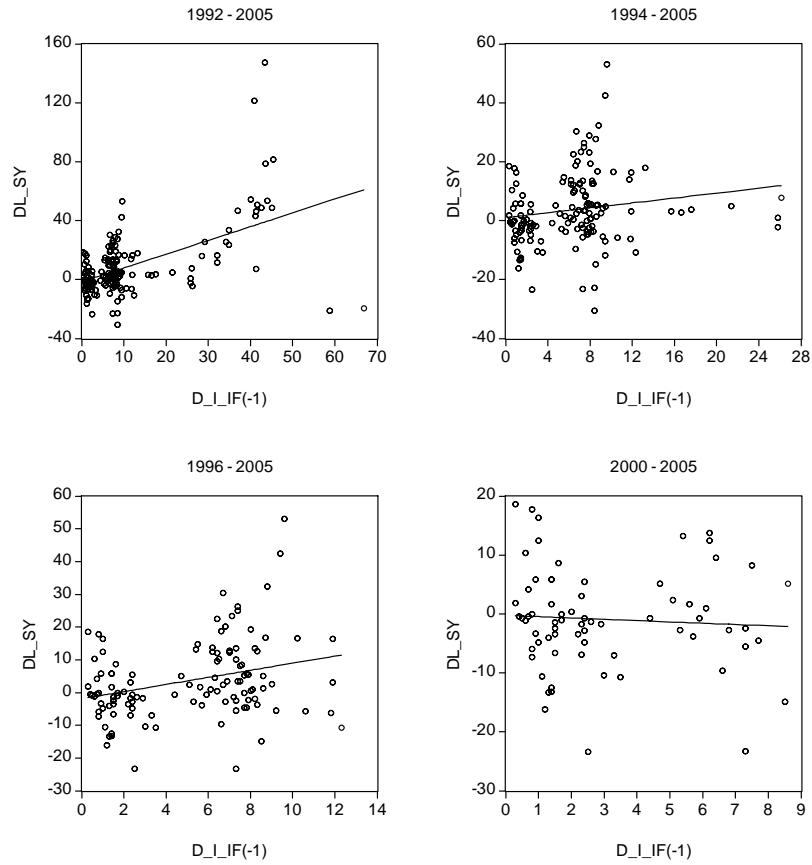


Ilustración 4 Tasas de interés en MN y ME de las operaciones forward de los bancos

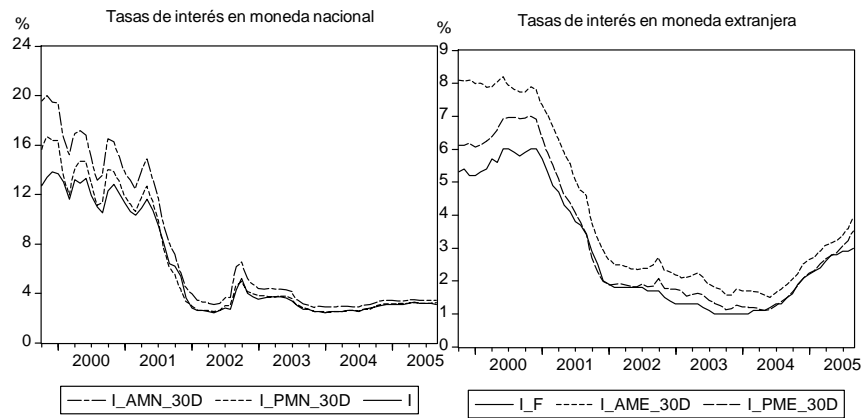


Ilustración 5 Probabilidades de transición modelo no lineal 1992 – 2005

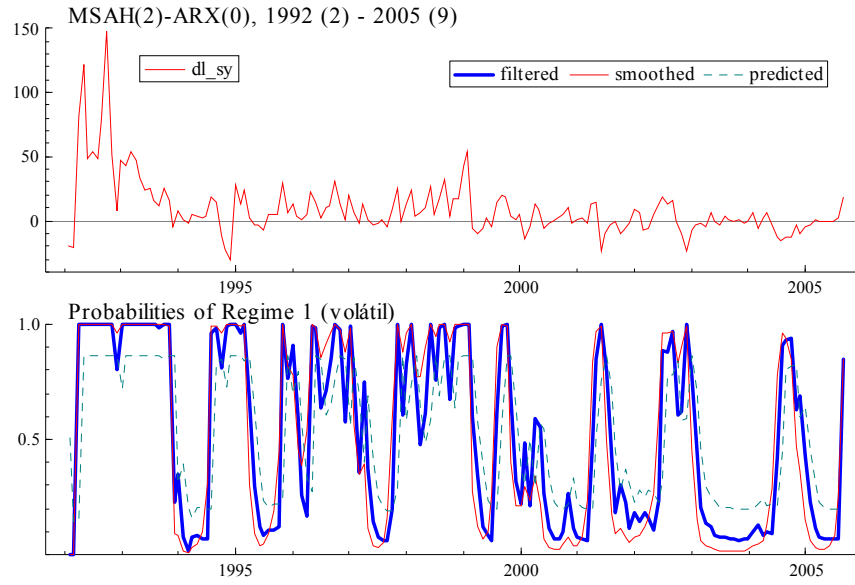


Ilustración 6 Probabilidades de transición modelo no lineal 1994 – 2005

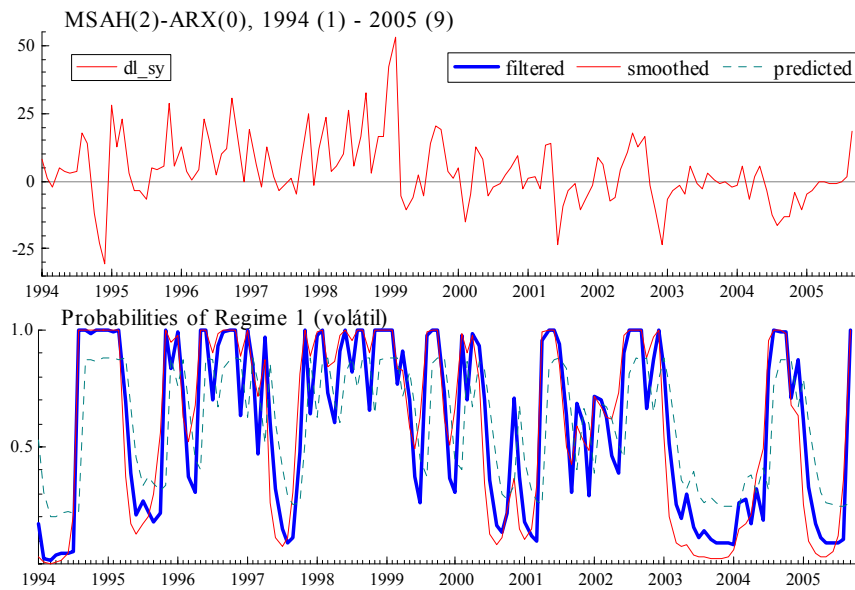


Ilustración 7 Probabilidades de transición modelo no lineal 1996 – 2005

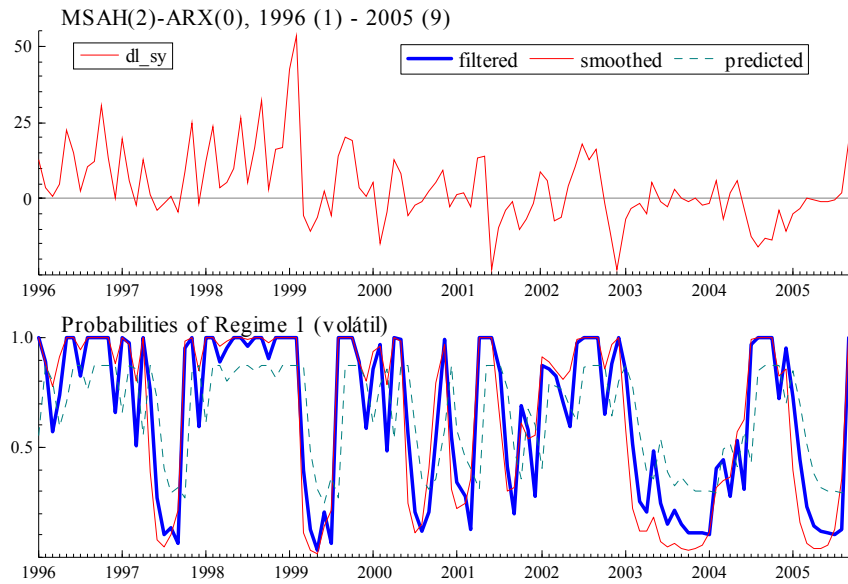
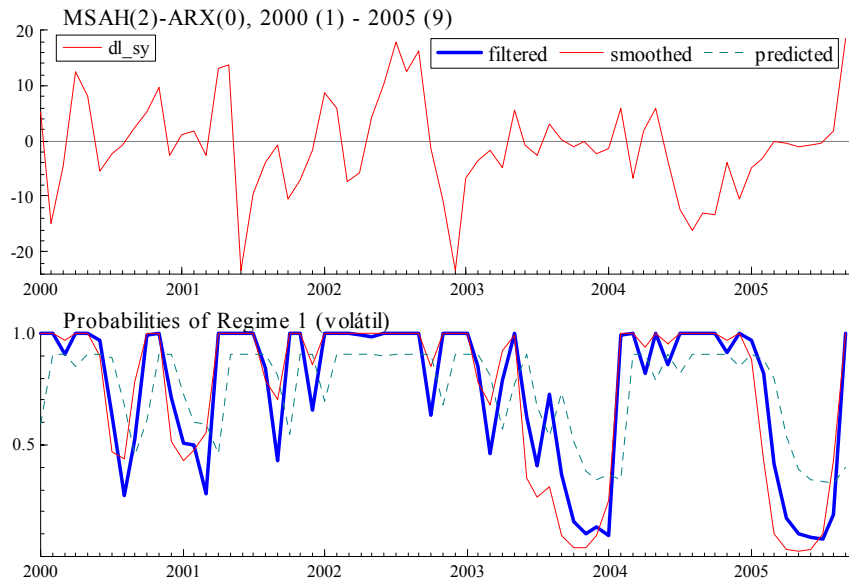


Ilustración 8 Probabilidades de transición modelo no lineal 2000 – 2005



Tablas

Tabla 1 Estimación de modelos lineales de la PDI

Expect. Deprec.*	1992-2005		1994-2005		1996-2005		2000-2005	
	GMM	MCO	GMM	MCO	GMM	MCO	GMM	MCO
alfa	-3.0232 (0.2238)	-1.5377 (0.4333)	0.9637 (0.6195)	1.0050 (0.5516)	-2.2207 (0.3603)	-1.8960 (0.3341)	-0.0397 (0.9865)	-0.2267 (0.8921)
beta	1.1188 (0.0004)	0.9349 (0.0000)	0.4214 (0.0978)	0.4149 (0.0513)	1.1497 (0.0162)	1.0859 (0.0011)	-0.2857 (0.5731)	-0.2238 (0.6046)
SE	17.894	19.0674	12.0747	12.0747	11.4133	11.4113	8.6706	8.6692

* Entre paréntesis los valores-*p*. Un valor-*p* menor a 0.05 implica significancia del parámetro.

Tabla 2 Pruebas de hipótesis en los modelos lineales de la PDI

Prueba	Estadístico	MCO				GMM			
		1992-2005	1994-2005	1996-2005	2000-2005	1992-2005	1994-2005	1996-2005	2000-2005
alfa = 0 y beta = 1	Wald (F)	0.2714	0.0009	0.3741	0.0001	0.2189	0.0167	0.4485	0.0000
Normalidad	Jarque-Bera	0.0000	0.0000	0.0000	0.8713	0.0000	0.0000	0.0000	0.8928
Sesgo		0.9844	0.6444	0.7241	-0.0438	1.0826	0.6427	0.6962	-0.0391
Kurtosis		13.4070	4.9445	4.8319	3.2969	13.2368	4.9401	4.7723	3.2697
Correlación Serial	Breusch- Godfrey (F)	0.0000	0.0019	0.0100	0.1137	n.a	n.a	n.a	n.a
Heterosce- dasticidad	White (F)	0.0000	0.0002	0.0050	0.1504	n.a	n.a	n.a	n.a

Tabla 3 Desviación estándar de variables involucradas

Períodos	Tipo de cambio	Tasa de i en m/h	Tasa de i en m/e	Inflación
1992-2005	0.708	14.442	2.192	1.223
1994-2005	0.509	6.244	2.153	0.521
1996-2005	0.381	5.322	2.178	0.440
2000-2005	0.094	3.950	1.750	0.342

Tabla 4 Metodología de lo general a lo específico para depreciación esperada (dl_sy)

Modelos	Coficiente	DesvEst	Valor t	Prob t
<u>1992 - 2005</u>				
dl_sy_1	0.4149	0.0661	6.2730	0.0000
dl_sy_2	-0.1708	0.0603	-2.8310	0.0052
d_i_if_3	0.6704	0.0957	7.0040	0.0000
I1992:10	94.1623	13.1603	7.1550	0.0000
<u>1994 - 2005</u>				
dl_sy_1	0.4324	0.0764	5.6600	0.0000
d_i_if_1	-1.2413	1.0241	-1.2120	0.2276
d_i_if_2	1.4537	0.9765	1.4890	0.1389
I1995:1	39.3293	10.0328	3.9200	0.0001
I1999:1	32.1922	9.7072	3.3160	0.0012
I1999:2	33.0211	10.0331	3.2910	0.0013
I2001:6	-29.1038	9.7254	-2.9930	0.0033
<u>1996 - 2005</u>				
dl_sy_1	0.5077	0.0908	5.5920	0.0000
dl_sy_3	0.1753	0.0869	2.0180	0.0460
d_i_if_1	-2.5427	0.9087	-2.7980	0.0061
d_i_if_3	2.7368	0.8428	3.2470	0.0015
I1999:2	25.2635	10.0027	2.5260	0.0130
I1999:3	-34.2321	10.2498	-3.3400	0.0011
<u>2000 - 2005</u>				
dl_sy_1	0.5300	0.1039	5.1030	0.0000
d_i_if_2	-3.1772	1.4158	-2.2440	0.0282
d_i_if_3	3.0671	1.3795	2.2230	0.0297
I2001:6	-27.5136	7.3047	-3.7670	0.0004

Tabla 5 Estimación VAR lineal de la PDI

Ecuaciones *	1992-2005	1994-2005	1996-2005	2000-2005
dl_sy =	Depreciación realizada			
Const	-1.8787 (0.0000)	0.8592 (0.0000)	-0.3409 (0.0000)	0.6455 (0.0000)
dl_sy_1	0.4113 (0.0000)	0.4012 (0.2730)	0.4154 (0.1310)	0.4319 (0.3840)
d_i_if_1	0.6768 (0.2720)	0.2183 (0.5800)	0.4930 (0.8530)	-0.3466 (0.6770)
SE	16.2586	11.1205	10.5190	7.9490
d_i_if =	Diferencial de tasas de interés			
Const	0.0396 (0.0000)	0.0262 (0.0000)	0.0354 (0.0000)	0.0258 (0.0020)
dl_sy_1	0.9055 (0.0000)	0.9159 (0.0000)	0.9336 (0.0000)	0.9333 (0.0000)
d_i_if_1	0.3085 (0.0080)	0.2590 (0.0160)	0.1545 (0.1520)	0.1081 (0.3170)
SE	1.0920	0.7644	0.6144	0.5509

* Entre paréntesis los valores-p.

Tabla 6 LR Test (Hansen) estandarizado con Ho de linealidad

Relación PDI	Hansen LR*	p-value				
		M=0	M=1	M=2	M=3	M=4
1992-2005	1.6499	0.4580	0.4620	0.4970	0.4990	0.5000
1994-2005	1.9463	0.3610	0.3900	0.3570	0.3350	0.3260
1996-2005	0.5527	0.9910	0.9850	0.9840	0.9780	0.9820
2000-2005	1.4794	0.6680	0.6510	0.6510	0.6090	0.5630

* Implementado para un grid 3. Ver detalles en Hansen (1992 y 1994).

Tabla 7 J-Test para validar no linealidad en la PDI

	J-Test	Std. Dev.	Estadístico <i>t</i>	valor <i>p</i>
1992 - 2005	1.0140	0.1014	10.0004	0.0000
1994 - 2005	0.9905	0.2603	3.8048	0.0002
1996 - 2005	1.1237	0.1208	9.3000	0.0000
2000 - 2005	0.8076	0.1806	4.4727	0.0000

Tabla 8 Estimación de modelos de regímenes cambiantes Markov de la PDI

dl_sy	1992-2005		1994-2005		1996-2005		2000-2005	
	Rég. 0	Rég. 1	Rég. 0	Rég. 1	Rég. 0	Rég. 1	Rég. 0	Rég. 1
<u>MSIAH(2)-ARX(0)</u>								
Const	1.1431	-1.8296	-1.2809	-0.3329	-2.7085	6.8466	-0.1318	15.8356
d_i_if_1	-0.2184	1.3740	0.1700	1.0482	0.1650	0.9985	-1.7788	-2.0968
SE	5.7669	20.1650	4.0845	14.4550	7.1242	11.7720	6.5444	6.4107
<u>MSIAH(2)-ARX(1)</u>								
Const	0.2430	0.0369	-1.1826	1.0407	-0.1329	-1.1940	6.7352	-1.3610
dl_sy_1	0.4569	0.3442	0.1894	0.3915	0.1155	0.7084	0.9073	0.4776
d_i_if_1	0.2600	0.8704	0.1382	0.4772	-0.2515	1.0266	-3.6492	0.6353
SE	8.9590	33.7810	3.6505	13.4880	3.5954	10.5120	8.1310	5.6125
<u>MSIAH(2)-VAR(1)</u>								
Const	0.2585	-4.1136	1.3206	5.3835	0.0673	2.0278	2.9580	4.9490
dl_sy_1	0.4043	0.3906	0.7139	0.2553	0.5564	0.3619	0.6186	0.1712
d_i_if_1	0.2901	0.8669	-0.8073	-0.0272	-0.0096	0.3159	-2.2062	-0.9476
SE	8.9124	29.4101	6.4630	12.0242	6.5348	12.3474	6.3122	8.7092
Const	0.1082	0.5650	-0.0479	0.4438	-0.0250	0.4406	-0.0395	0.3133
dl_sy_1	0.0196	0.0473	-0.0018	0.0306	0.0002	0.0449	0.0023	0.0495
d_i_if_1	0.9519	0.8822	0.9897	0.8940	0.9785	0.8860	0.9917	0.8974
SE	0.5878	1.9190	0.1204	0.8979	0.1201	0.7452	0.1176	0.7665

Tabla 9 Modelos uniecuacionales comparados de la PDI

dl_sy	Lineal	MSAH(2)-ARX(0)	
		Régimen 0	Régimen 1
<u>1992-2005</u>			
Const	-1.5377	0.8272	0.8272
d_i_if_1	0.9349	-0.2067	1.2830
SE	19.0674	5.7899	20.3140
<u>1994-2005</u>			
Const	1.0050	-1.1912	-1.1912
d_i_if_1	0.4149	0.1647	1.1532
SE	12.0747	4.0593	14.4340
<u>1996-2005</u>			
Const	-1.8960	-0.4238	-0.4238
d_i_if_1	1.0859	-0.3095	1.3809
SE	11.4113	3.5071	12.624
<u>2000-2005</u>			
Const	-0.2267	-0.5473	-0.5473
d_i_if_1	-0.2238	-0.1035	-0.1709
SE	8.6692	1.6831	9.8504

Tabla 10 Clasificación en régimen 1 (volátil) del modelo MSAARX(0) de la PDI

1992-2005	1994-2005	1996-2005	2000-2005
1992:4 - 1993:11			
1994:8 - 1995:3	1994:8 - 1995:3		
1995:11 - 1996:1	1995:10 - 1997:4		
1996:4 - 1997:2		1996:1 - 1997:4	
1997:10 - 1999:2	1997:10 - 1999:5	1997:10 - 1999:2	
1999:8 - 1999:10	1999:7 - 2000:5	1999:8 - 2000:5	2000:1 - 2000:6
		2000:10 - 2000:11	2000:9 - 2000:12
2001:4 - 2001:6	2001:4 - 2001:7	2001:4 - 2001:7	2001:3 - 2003:5
	2001:10 - 2001:11	2001:10 - 2003:1	
2002:6 - 2002:12	2002:1 - 2003:1		
2004:7 - 2004:10	2004:7 - 2004:12	2004:5 - 2004:12	2004:2 - 2005:1
2005:9 - 2005:9	2005:9 - 2005:9	2005:9 - 2005:9	2005:9 - 2005:9