



El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004

Erick Lahura*

elahura@bcrp.gob.pe

1 Introducción

Uno de los canales de transmisión de política monetaria más estudiados en la literatura es el denominado canal de tasas de interés, el cual permite explicar cómo los movimientos en las tasas de interés de corto plazo inducidos por el banco central tienen efectos sobre la demanda agregada y la inflación (Mishkin, 1996). Específicamente, si se asume que los precios no se ajustan inmediatamente (*sticky prices*) y que la tasa de interés de largo plazo es un promedio ponderado de tasas de interés de corto plazo futuras esperadas (hipótesis de expectativas de estructura de plazos), un aumento de la tasa de interés de corto plazo inducido por el banco central contrae el gasto y *-ceteris paribus-* genera presiones deflacionarias¹. Así, dentro de este marco de análisis, si el objetivo de la política monetaria es mantener un nivel de inflación bajo y estable, es importante que el banco central tenga la capacidad de afectar la trayectoria de las tasas de interés de corto plazo del mercado.

Una forma común en la que los bancos centrales inducen movimientos en las tasas de interés de corto plazo, para activar el canal de tasas de interés, es a través del uso de una tasa de interés “oficial” (o tasa de “referencia”) o de un “corredor de tasas de interés” como instrumento de política monetaria. En este contexto, es importante saber si los movimientos del instrumento de política se “traspasan” a las tasas de interés de mercado (préstamos y depósitos), así como también la “magnitud” y la “velocidad”

* Gerencia de Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú (BCRP); Profesor Auxiliar, Departamento de Economía, Pontificia Universidad Católica del Perú (PUCP); London School of Economics and Political Science (LSE). El autor agradece los valiosos comentarios y sugerencias de Paul Castillo (BCRP-LSE), Rafael Herrada (BCRP-PUCP), Alberto Humala (BCRP-University of Warwick), Marco Vega (BCRP-LSE), Carlos Montoro (BCRP-LSE) y del lector anónimo del Departamento de Economía de la PUCP. Las opiniones que se presentan en el trabajo no representan necesariamente las del Banco Central de Reserva del Perú.

Correos electrónicos del autor: elahura@pucp.edu.pe, E.Lahura@lse.ac.uk.

¹ Bajo el supuesto de que los precios no se ajustan inmediatamente (*sticky prices*), un aumento de la tasa de interés de corto plazo implica un aumento de la tasa de interés real de corto plazo (incluso bajo el supuesto de expectativas racionales). Además, si la tasa de interés de largo plazo es un promedio ponderado de tasas de interés de corto plazo futuras esperadas (hipótesis de expectativas de estructura de plazos), el aumento en la tasa de interés real de corto plazo implica un aumento de la tasa de interés real de largo plazo. De esta forma, dado que la tasa de interés real de largo plazo es una de las variables más importantes que afectan de manera directa la demanda agregada, un aumento inicial de la tasa de interés de corto plazo inducido por el banco central contrae el gasto y *-ceteris paribus-* genera presiones deflacionarias. De acuerdo al mismo razonamiento, una disminución de la tasa de interés de corto plazo tiene el efecto final de generar presiones inflacionarias.



del traspaso. El propósito de la presente investigación es evaluar empíricamente el “efecto traspaso” de la tasa de interés (*interest rate pass-through*) para el caso peruano, analizando si los movimientos de la tasa de interés interbancaria se “traspasan” a las tasas de interés de préstamos y depósitos, en qué magnitud y a qué velocidad. Además, si la tasa interbancaria refleja la posición de la política monetaria para el periodo analizado, la magnitud y velocidad del “traspaso” permitirá medir el alcance de la política monetaria a través del canal de tasas de interés.

Específicamente, el trabajo evalúa empíricamente tres hipótesis. La primera hipótesis establece que el efecto traspaso de tasas de interés no es completo, es decir, es menor a 1. Sin embargo, se postula que el efecto traspaso se ha incrementado desde febrero de 2001 –fecha en la que el banco central empezó a anunciar un corredor de tasas de interés de referencia– y se ha reforzado con la adopción del esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI) y el uso de la tasa de interés como instrumento operativo. La segunda hipótesis que se plantea es que el anuncio del corredor de tasas de interés por parte del banco central ha permitido que las tasas de interés de mercado se ajusten más rápido ante movimientos de la tasa de interés interbancaria. Es decir, a lo largo del periodo 1995-2004, la velocidad de ajuste de las tasas ha sido no-lineal. Finalmente, la tercera hipótesis establece que la velocidad de ajuste de las tasas de interés es asimétrica. En particular, ante una subida de la tasa interbancaria las tasas activas se ajustan más rápido que las pasivas, mientras que ante una disminución son las tasas pasivas las que se ajustan más rápido.

Dada las características estadísticas de los datos (series no estacionarias) y la naturaleza de las hipótesis, el análisis empírico del efecto traspaso se basó en la estimación de un vector de cointegración y el correspondiente Modelo de Corrección de Errores, No Lineal y Asimétrico. Para tal fin, se utilizó información mensual de las tasas de interés de los saldos de préstamos (tasas activas) y depósitos (tasas pasivas) para el periodo abril 1995 - diciembre 2004. Los resultados de las estimaciones muestran evidencia a favor de las tres hipótesis planteadas. Además, dado que la tasa de interés interbancaria refleja la posición de política desde el anuncio del corredor de tasas y de manera más explícita con la adopción del régimen MEI, se puede inferir que la política monetaria ha mostrado una evolución favorable en términos de su impacto sobre las tasas de interés de mercado.

El trabajo está organizado en 5 secciones. En la sección 2 se presenta una revisión de la literatura teórica del efecto traspaso de la tasa de interés que motiva y permite proporcionar sustento teórico a las estimaciones y resultados obtenidos. En la sección 3 se presenta el análisis de los datos, una breve revisión de los diversos enfoques empíricos adoptados en la literatura y el modelo econométrico relevante para analizar las hipótesis planteadas. En la sección 4 se evalúan empíricamente estas hipótesis a partir de la estimación de un vector de cointegración entre las tasas de interés de mercado y la tasa de interés interbancaria, así como también el correspondiente modelo de corrección de errores no lineal-asimétrico. En la sección 5 se presentan las principales conclusiones e implicancias de política monetaria.

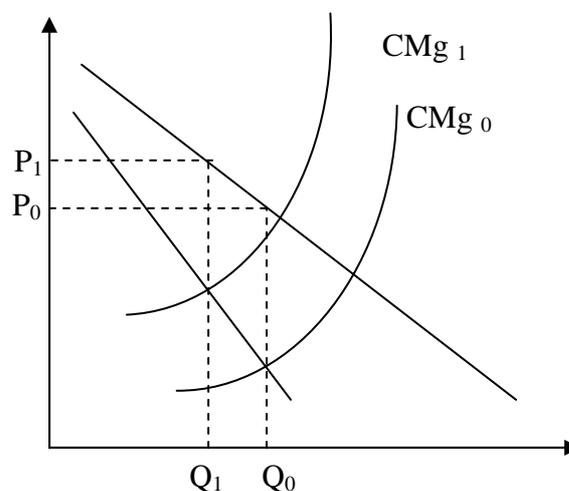
2 Algunos enfoques teóricos sobre el “efecto traspaso” de la tasa de interés

En general, se asume que el efecto traspaso de la tasa de interés es completo, es decir, igual a uno. Sin embargo, la literatura teórica presenta argumentos de por qué el traspaso no siempre es completo, tanto en el corto como en el largo plazo. En esta sección, se presenta una revisión de la literatura teórica del efecto traspaso de la tasa de interés que motiva y permite proporcionar sustento teórico a las estimaciones y resultados obtenidos.

2.1 El efecto traspaso y los costos marginales

Como lo señalan Hofmann y Mizen (2004), el problema del efecto traspaso ha sido estudiado en la literatura de la organización industrial con el objetivo de determinar cómo los costos se *traspasan* a los precios en los mercados oligopolísticos, ya sea domésticamente o a nivel internacional (efecto traspaso del tipo de cambio o *exchange rate pass-through*). En este sentido, el análisis del efecto traspaso de la tasa de interés de política a las tasas de mercado es análogo al traspaso de costos a precios, donde la tasa de política es –de acuerdo a estos autores– el determinante de los costos de fondeo de las instituciones financieras, mientras que las tasas de interés de mercado son los precios de los diferentes productos.

La teoría microeconómica establece que cuando el mercado es de competencia perfecta y la información es completa, el precio del bien es igual al costo marginal, $p = CMg$, y por tanto el cambio en el precio ante un cambio en el costo marginal es igual a 1, $\partial p / \partial CMg = 1$. Sin embargo, cuando se relaja alguno de estos supuestos, esta derivada puede ser menor a uno y, por tanto, $p \neq CMg$. Además, puede existir un “*mark-up*” o margen de ganancia que impide que se cumpla la condición “precio igual al costo marginal”. Por ejemplo, en una situación de monopolio como la descrita en el gráfico, si el costo marginal aumenta de CMg_0 a CMg_1 , el incremento en el precio del bien, $P_1 - P_0$, no necesariamente es proporcional al cambio en el costo marginal pues también se da un ajuste por cantidad, $Q_1 - Q_0$.





En general, el cambio en el precio ante un cambio en el costo marginal depende *ceteris paribus* de la pendiente de la función de demanda y por ende de las elasticidades. En la literatura sobre el efecto traspaso, esta idea se aplica para modelar el comportamiento de la tasa de interés que determinan los bancos en función de un “*mark-up*” β_1 y del costo marginal de conseguir financiamiento adicional β_2 , aproximado por la tasa de interés de referencia del banco central² r_t^{BC} :

$$r_t^m = \beta_1 + \beta_2 r_t^{BC}$$

El coeficiente de traspaso, β_2 , depende de la elasticidad de la demanda de los depósitos y préstamos respecto de la tasa de interés que establecen los bancos. La demanda de depósitos es relativamente inelástica a la tasa de interés de depósitos cuando no existen sustitutos muy cercanos. Así, cuando la demanda de depósitos y préstamos no es totalmente elástica, se espera que el $\beta_2 < 1$. Por otro lado, en un mercado bancario poco competitivo, la literatura señala que las tasas de interés se ajustan de forma incompleta y lenta, a diferencia de uno de competencia perfecta e información completa. Por ello, si los bancos tienen cierto poder de mercado, se espera que $\beta_2 < 1$.

2.2 Factores que afectan el efecto traspaso en el corto y largo plazo

En general, cuando los mercados no son de competencia perfecta y la información no es completa, el efecto traspaso de tasas de interés no necesariamente será completo. La literatura establece algunos factores que pueden afectar el efecto traspaso de largo plazo y de corto plazo, los cuales se describen a continuación.

En el largo plazo el efecto traspaso puede ser incompleto, $\beta_2 < 1$, debido a la presencia de **poder de mercado** y **costos de información asimétrica**. Por un lado, el poder de mercado surge en un contexto oligopolístico, donde existen altos costos de entrada generados por costos hundidos o regulaciones del sistema que impiden la entrada inmediata de nuevos bancos al sistema. Así por ejemplo, una subida – por ejemplo– del costo marginal puede ser asimilada a través de un incremento menos que proporcional de la tasa de interés activa (o en el límite mantenerla constante) eliminando posibilidades de ganancias que puedan aprovechar potenciales entrantes o bancos pequeños. Por otro lado, la información asimétrica puede generar problemas de selección adversa y riesgo moral en el proceso de determinación de las tasas de interés por parte de los bancos, como lo señalan Stiglitz y Weiss (1981). Así, el aumento de las tasas de interés puede atraer a clientes más riesgosos (selección adversa) o hacer que los clientes elijan proyectos más riesgosos (riesgo moral). De esta forma, dado que en un contexto de información asimétrica un aumento de la tasa de interés puede generar pérdidas para los

² Para el caso de una economía dolarizada, es posible conjeturar que el costo marginal incorpore un componente denominado en moneda extranjera. Este componente podría estar compuesto por una tasa de interés internacional (o una tasa doméstica en moneda extranjera) y la depreciación esperada de la moneda (tasa de crecimiento esperada del tipo de cambio). Así, en este caso, el efecto traspaso podría analizarse a través de la siguiente ecuación: $r_t^m = \beta_0 + \beta_1 r_t^{BC} + \beta_2 r_t^* + \beta_4 e_t^e$.



bancos, estos fijarán una tasa de interés por debajo del equilibrio racionando la cantidad de créditos otorgados (racionamiento del crédito).

Si bien en la literatura sobre el efecto traspaso de tasa de interés es usual analizar los casos cuando el efecto es menor o igual a 1, empíricamente se han encontrado casos en que el efecto traspaso es mayor a 1. Al respecto, De Bondt (2002) muestra que si el crédito no está racionado es posible que el efecto traspaso de largo plazo para los créditos riesgosos sea mayor a uno, $\beta_2 > 1$. Para mostrar este resultado, el autor asume una economía con dos tipos de prestatarios: un primer grupo cuyo riesgo es cero y un segundo grupo cuya probabilidad de no pago es creciente con la tasa de interés. Además, asume que los bancos pueden diferenciar entre estos dos tipos de prestatarios, pero no entre clientes dentro de cada grupo. Finalmente, asume que los bancos son neutrales al riesgo. Así, bajo competencia perfecta, los bancos obtienen el mismo retorno esperado para cada tipo de préstamo:

$$\begin{aligned} r_t^1 &= \beta_1 + r_t^{BC} \\ [1 - P(r_t^2)]r_t^2 &= \beta_1 + r_t^{BC} \\ r_t^1 &= [1 - P(r_t^2)]r_t^2 \end{aligned}$$

donde r_t^1 es la tasa de interés que se cobra al primer grupo de clientes, r_t^2 la tasa que se cobra al segundo grupo y $P(r_t^2)$ la probabilidad de no pago del segundo grupo de clientes. Así, para el primer grupo de clientes el efecto traspaso de tasas de interés es uno pues $\partial r_t^1 / \partial r_t^{BC} = 1$, mientras que para el segundo tipo de clientes es $\partial r_t^2 / \partial r_t^{BC} > 1$ (pues los supuestos iniciales implican que $\partial P(r_t^2) / \partial r_t^2 > 0$). Este último resultado establece que los bancos deben incrementar su tasa de interés en un monto mayor al incremento de las tasas de mercado para compensar el aumento en la probabilidad de no pago.

En el corto plazo, el efecto traspaso también puede ser menor a uno por la presencia de **los costos de ajuste**, también denominados **costos de cambio**. Los costos de cambio están asociados a los costos administrativos de cambiarse de banco, buscar información acerca de los bancos candidatos y analizarla, entre otros factores, lo cual permite explicar por qué ante una disminución de las tasas de interés de los depósitos los clientes no se cambian de banco o invierten sus activos en otras actividades. Sharpe (1997) muestra que los costos de cambio son altos cuando existen relaciones contractuales de largo plazo y transacciones repetidas, mientras que Klemperer (1987), muestra que generalmente la existencia de costos de ajuste genera segmentación de mercado y reduce la elasticidad de la demanda.

En la línea de los costos de cambio, Heffernan (1997) señala que la **discriminación dinámica de precios** permite que las entidades financieras puedan explotar la **inercia del consumidor**. De acuerdo al autor, es posible distinguir dos tipos de clientes considerando la información con la que cuentan y factibilidad para el cambio. Por un lado, gran parte de clientes personales de las entidades financieras tienden a poseer información fuera de fecha y son reacios a cambiar de banco debido a la presencia real (o percibida) de altos costos de cambio; esto crea un grupo de consumidores cuyo



comportamiento es muy “inerte”, como lo demuestra Baba et al. (1992). Por otro lado, solo una pequeña parte de los clientes tendrán información actualizada sobre el mercado y estarán dispuestos a cambiar de banco. Entonces, si una entidad enfrenta estos dos tipos de clientes, puede discriminar para capturar ambos grupos.

Finalmente, la literatura señala que los efectos de corto y largo plazo también pueden estar asociados a la percepción de los cambios en la tasa de referencia como transitorios o permanentes (Bredin, et al., 2001). Si el cambio en la tasa de referencia es muy pequeño o se percibe como temporal, entonces las entidades financieras no cambiarán sus tasas de interés, lo cual puede explicarse por la presencia de *costos hundidos* y *costos de menú* (Heffernan, 1987). Por ejemplo mucha de la publicidad dejaría de ser útil si se cambian las tasas de interés ante un cambio en la tasa de referencia, especialmente si se espera que los cambios sean temporales.

2.3 Un modelo simple de información imperfecta y “extracción de señales”³.

Un enfoque alternativo de la literatura para explicar rigideces de precios y “traspasos incompletos” se basa en el supuesto de información imperfecta (Lucas, 1972). De acuerdo a este enfoque, las empresas no tienen información perfecta sobre las condiciones de demanda agregada o sobre sus costos marginales. Para tomar una decisión las empresas enfrentan un problema de “extracción de señales”, pues tienen que obtener la información relevante (señal) a partir de la información disponible (la suma de la señal y un ruido). En este contexto, lo deseable para las empresas es que la información disponible esté compuesta básicamente de “señal” y, por tanto, el ruido sea muy pequeño.

Supóngase que un banco comercial representativo fija su tasa de interés de la siguiente forma:

$$(2.1) \quad r_t^m = \beta_1 + v_t$$

donde β_1 representa el “mark-up” y v_t la “posición de política monetaria”. El banco comercial representativo no puede observar de manera directa la “señal” v_t ; sin embargo, puede observar la tasa de interés interbancaria r_t^{BC} . El problema es que la tasa r_t^{BC} no solo contiene información sobre la posición de la política monetaria v_t , sino pero que además recoge otros choques monetarios transitorios (“ruido”). Específicamente, se asume que la tasa interbancaria esta relacionada a la posición de política de la siguiente manera:

$$(2.2) \quad r_t^{BC} = v_t + \varepsilon_t$$

donde ε_t es un ruido blanco idéntica e independientemente distribuido con media cero, $E(\varepsilon_t) = 0$, y varianza finita y constante, $Var(\varepsilon_t) = E(\varepsilon_t^2) < \infty$. Además, se asume que la señal v_t es una variable aleatoria independiente del ruido, $E(v_t \varepsilon_t) = 0$, y cuyos momentos relevantes existen. Para establecer una tasa de interés, el banco comercial tiene que resolver un problema de “extracción de señal”, pues a

³ El autor agradece a Paul Castillo (BCRP-LSE) por su aporte en esta sección.



partir de la tasa interbancaria necesita saber qué parte del movimiento de ésta corresponde a cambios en la posición de política monetaria (v_t) y cuál a choques aleatorios (ε_t). Para ello, necesita encontrar un buen predictor de la posición de política monetaria que utilice la información contenida en la tasa interbancaria. Si se asume que el banco desea determinar el mejor predictor lineal de la forma:

$$(2.3) \quad P[v_t | r_t^{BC}] = \beta_2 r_t^{BC}$$

tal que minimice el error cuadrático medio, entonces el problema consiste en encontrar el coeficiente β_2 que resuelve:

$$(2.4) \quad \underset{\beta_2}{\text{Min}} E [v_t - \beta_2 r_t^{BC}]^2$$

Bajo los supuestos mencionados, el valor óptimo de β_2 está dado por:

$$(2.5) \quad \beta_2 = \frac{E(v_t^2)}{E(v_t^2) + E(\varepsilon_t^2)} = \frac{E(v_t^2)}{E(v_t^2) + \sigma_\varepsilon^2} = \frac{1}{\left[1 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{E(v_t^2)}\right]}$$

y dado que $\text{Var}(v_t) = E(v_t^2) - [E(v_t)]^2$, se tiene que:

$$(2.6) \quad \beta_2 = \left[1 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\text{Var}(v_t) + [E(v_t)]^2}\right]^{-1}$$

Al reemplazar (2.6) en la fórmula del predictor (2.3) y éste último resultado en (2.1), se obtiene que el banco comercial fija su tasa de interés de mercado de acuerdo a:

$$(2.7) \quad r_t^m = \beta_1 + \beta_2 r_t^{BC} = \beta_1 + \left[\frac{1}{1 + rrs_t}\right] r_t^{BC}$$

donde $rrs_t \equiv \sigma_\varepsilon^2 / (\text{Var}(v_t) + [E(v_t)]^2)$ será denominado ratio “ruido-síñal”, el cual representa el ratio entre la varianza del “ruido” y la suma de la varianza de la posición de política o “síñal” y el cuadrado de su promedio. Así, bajo el supuesto de información imperfecta, este modelo sugiere que el efecto traspaso de la tasa interbancaria a la tasa de interés de mercado, β_2 , depende inversamente del ratio “ruido-síñal”. De esta forma, mientras más clara sea la síñal de política que se transmite a través de la tasa interbancaria (es decir, a menor ratio ruido/síñal), el coeficiente de traspaso tenderá a ser completo, $\beta_2 = 1$.⁴

Para el caso peruano reciente, este modelo simple de “extracción de síñal” predice que el coeficiente de traspaso de la tasa de interés interbancaria hacia las tasas de mercado debería ser incompleto ($0 \leq \beta_2 < 1$) antes de la implementación del esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI) y del anuncio del corredor de tasas de interés, pues en ese periodo la tasa interbancaria no era un buen

⁴ Nótese que este modelo simple no podría explicar por qué el efecto traspaso podría ser mayor a uno.



indicador de la posición de la política monetaria o “señal” (el ratio “ruido-señal” era muy grande). Por el contrario, el modelo predice que el efecto traspaso debería mostrar un aumento continuo hacia un traspaso completo ($\beta_2 = 1$) luego del anuncio de corredor de tasas de interés y de la implementación del esquema MEI, pues desde entonces la tasa interbancaria ha reflejado cada vez más claramente la posición de la política monetaria.

3 Análisis de los datos y modelo econométrico

Para analizar el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria sobre las tasas de mercado, se utilizaron dos tasas activas (de los saldos de préstamos menores a 360 días y préstamos mayores a 360 días) y cinco tasas pasivas (de los saldos de depósitos de ahorro, plazo a 30 días, plazo hasta 180 días, plazo hasta 360 días y plazo a más de 360 días), para el periodo abril 1995-diciembre 2004. Los datos fueron obtenidos de diferentes números de la Nota Semanal publicada por el Banco Central de Reserva del Perú.

A continuación, se describe brevemente los diferentes enfoques empíricos utilizados en el análisis del efecto traspaso de tasas de interés, se analizan las principales características de los datos y se plantea el modelo empírico a utilizar.

3.1 Enfoques empíricos sobre el *efecto traspaso de tasas de interés*

En la literatura empírica se han utilizado principalmente dos grupos de metodologías para analizar el efecto traspaso de las tasas de interés, las cuales dependen del orden de integración de las series y de la existencia de co-integración entre las mismas: (a) cointegración y modelo de corrección de errores, y (b) otros modelos dinámicos.

Cointegración y Modelos de Corrección de Errores. Si las series son integradas de orden uno (no estacionarias en niveles pero sí en primeras diferencias) y co-integran, entonces el análisis del efecto traspaso se puede realizar a través de un Modelo de Corrección de Errores (MCE). Más aún, en la literatura se distingue entre MCE lineales como en Hefferman (1997), De Bondt (2002), Toolsema (2002), y MCE no lineales y asimétricos como los utilizados por Bredin, et al. (2001), Espinoza y Vega (2003), Sarno y Thornton (2003), Horvath (2003), Crespo y Cuaresma (2004) y Hofmann y Mizen (2004).

Otros Modelos Dinámicos. Si las tasas de interés son estacionarias en niveles (integradas de orden cero), la estimación se realiza en niveles (Berstein y Fuentes, 2003); si son no estacionarias y no co-integran, la estimación se realiza en primeras diferencias (Disyatat y Vongsinsirikul, 2003).

3.2 Orden de integración, quiebres y raíz unitaria.

El análisis de la estacionariedad de las tasas de interés se realizó a través de la prueba de Dickey-Fuller aumentada (ADF). Dada la naturaleza de las series (series con valores no negativos y sin tendencia



determinística), la especificación de la prueba ADF utilizada fue la que considera como único componente determinístico un intercepto⁵. Para elegir el número de rezagos se compararon modelos que incluían hasta un máximo de rezagos igual al valor entero más cercano a $12 * (T / 100)^{0,25}$ (donde T denota el tamaño de muestra), como lo sugiere Hayashi (2000)⁶. La comparación se basó en los criterios convencionales de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) y Hannan-Quinn, así como también en los criterios modificados de Akaike (MAIC), Schwarz (MSIC) y Hannan-Quinn (MHQ) sugeridos por Ng y Perron (2001).

Como se puede apreciar en la Tabla 1, bajo los criterios modificados (MAIC, MSIC y MHQ), la hipótesis nula de raíz unitaria no puede rechazarse al 1, 5 y 10 por ciento de significancia para los niveles de todas las tasas de interés. Al aplicar la prueba ADF a las primeras de diferencias de las series, la hipótesis de raíz unitaria se rechaza al 10 y 5 por ciento de significancia en todos los casos, y al 1 por ciento en el caso de la tasa de interés de préstamos mayores a 360 días, la tasa de depósitos a plazo hasta 180 días y la tasa interbancaria. Así, los resultados de la prueba ADF muestran que, para el periodo analizado, las tasas de interés pueden ser consideradas como series integradas de orden 1 y susceptibles de ser analizadas a través del enfoque de cointegración.

Tabla 1

Pruebas de Raíz Unitaria ADF para las tasas de interés: 1995-2004^{1/}
(probabilidades)

	Series en niveles							
	Préstamos		Ahorro	Depósitos			Interbancaria	
Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Plazo hasta 30 días		Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días		
Criterio AIC	0,89	0,96	0,89	0,87	0,84	0,83	0,98	0,69
Criterio SIC	0,89	0,96	0,89	0,84	0,90	0,91	0,98	0,03
Criterio HQ	0,89	0,96	0,89	0,84	0,84	0,91	0,98	0,03
Criterio MAIC	0,89	0,96	0,89	0,87	0,90	0,83	0,98	0,69
Criterio MSIC	0,89	0,96	0,89	0,90	0,90	0,91	0,98	0,74
Criterio MHQ	0,89	0,96	0,89	0,84	0,90	0,91	0,98	0,74
	Series en diferencias							
	Préstamos		Ahorro	Depósitos			Interbancaria	
Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Plazo hasta 30 días		Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días		
Criterio AIC	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Criterio SIC	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Criterio HQ	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Criterio MAIC	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,02	0,00
Criterio MSIC	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,02	0,00
Criterio MHQ	0,01	0,00	0,01	0,02	0,00	0,01	0,02	0,00

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria.

Sin embargo, considerando el hecho de que la prueba ADF pierde potencia cuando las series son estacionarias con quiebre, se procedió a aplicar la prueba de Zivot & Andrews (1992) para determinar si las series son raíz unitaria (hipótesis nula) o estacionarias con quiebre (en media, tendencia o

⁵ Los resultados de la prueba ADF para las demás especificaciones se presentan en el Anexo 1. Además, se aplicaron las pruebas DF-GLS y Punto Óptimo de Elliot, Rothemberg y Stock (1996), KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin, 1992) y la prueba de Ng y Perron (2001). En general, los resultados son consistentes con los de la prueba ADF.

⁶ Hayashi (2000), p. 594.



ambas). Los resultados que se presentan en la Tabla 2 muestran que no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria en favor de la estacionariedad con quiebre al 1, 5 ó 10 por ciento de significancia, excepto para la tasa de interés de depósitos de ahorro (se rechaza al 1 por ciento de significancia) y la interbancaria (se rechaza al 5 por ciento de significancia).

Tabla 2

Pruebas de Raíz Unitaria Zivot-Andrews para las tasas de interés: 1995-2004^{1/}
(Estadístico calculado en paréntesis)^{2/}

	prest360	prestm360	ahorro	plazo30	plazo180	plazo360	plazom360	interbancaria
Intercepto	-3,89218	-4,18050	-5,87060 *	-4,34669	-4,61853	-3,99587	-4,60684	-4,82160 **
Tendencia	-2,93655	-2,88922	-3,17187	-2,55365	-3,50127	-3,27465	-3,42595	-4,86900 **
Ambos	-2,93655	-3,97303	-5,77963 *	-3,55878	-4,16507	-4,14705	-4,42448	-5,24316 **

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria y la alternativa es estacionaria con quiebre.

2/ Se evalúa la hipótesis nula al 1 por ciento (*) y 5 por ciento (**) de significancia.

Para descartar la posibilidad de que la tasa de interés interbancaria y la de depósitos de ahorro sean series de tiempo estacionarias con quiebre, también se utilizó la prueba de raíz unitaria de Perron (1997), la cual determina endógenamente el punto de quiebre:

Tabla 3

Pruebas de Raíz Unitaria Perron (1997) para las tasas de interés: 1995-2004^{1/}
(Estadístico calculado en paréntesis)^{2/}

	prest360	prestm360	ahorro	plazo30	plazo180	plazo360	plazom360	interbancaria
Intercepto	-3,83648	-4,11572	-5,85097 *	-4,78988 **	-4,77000 **	-4,34846	-5,26830 **	-4,50609
Inter. & pend.	-2,91994	-3,83873	-3,57170	-4,41710	-4,38176	-4,60059	-4,73889	-4,69299
Pendiente	-2,19541	-2,83851	-1,93207	-3,39144	-3,42115	-3,67776	-4,59088 **	-3,65946

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria y la alternativa es estacionaria con quiebre.

2/ Se evalúa la hipótesis nula al 1 por ciento (*), 5 por ciento (**) y 10 por ciento (**) de significancia. Se usan los valores críticos para infinitas observaciones.

Los resultados de la prueba de Perron (1997) que se presentan en la Tabla 3 indican que no es posible rechazar la hipótesis de raíz unitaria para la tasa de interés interbancaria. Sin embargo, la prueba de Perron concuerda con la prueba de Zivot & Andrews en que la tasa de ahorro puede ser considerada como una serie estacionaria con quiebre en media (se rechaza la hipótesis de raíz unitaria a favor de la hipótesis de estacionariedad con quiebre en intercepto al 1 por ciento de significancia).

En resumen, los resultados de las pruebas ADF, Zivot & Andrews y Perron sugieren que las tasas de interés analizadas pueden ser consideradas como integradas de orden 1 (raíz unitaria en niveles y estacionarias en diferencias), con excepción de la tasa de ahorro que aparentemente sería estacionaria con quiebre (al menos en la muestra analizada). De esta forma, la estimación del efecto traspaso de tasas de interés puede basarse en el enfoque de cointegración y modelo de corrección de errores entre las tasas de interés de mercado (excepto la tasa de ahorro) y la tasa de interés interbancaria, al menos para la muestra analizada.

3.3 Modelo de corrección de errores no lineal-asimétrico.

Dado que la literatura sugiere la existencia de una relación de largo plazo entre la tasa de interés de referencia y las tasas de mercado, y que las series pueden ser consideradas integradas de orden uno (al menos para la muestra analizada), las hipótesis planteadas serán analizadas a través de un Modelo de Corrección de Errores, donde se asume que la tasa de interés interbancaria (tasa de referencia) es exógena.

Si las series de tiempo r_t^M y r_t^R cointegran, la relación de largo plazo esta dada por:

$$(3.1) \quad r_t^M = \beta_1 + \beta_2 r_t^R + u_t$$

donde el vector de cointegración es $[1 \quad -\beta_1 \quad -\beta_2]$. El equilibrio de estado estacionario implica que –en promedio– se cumple que $r_t^M = \beta_1 + \beta_2 r_t^R$. Si se produce alguna desviación de las variables respecto de esta situación de equilibrio, esta desviación estará dada por:

$$u_{t-1} \equiv r_{t-1}^M - \beta_1 - \beta_2 r_{t-1}^R$$

Así, si r_t^M sube o r_t^R cae (o ambos casos), entonces se produce una desviación positiva respecto de la relación de largo plazo, mientras que la desviación es negativa si r_t^M cae o r_t^R sube (o ambos casos).

En este contexto, el corto plazo puede ser descrito a través de un MCE de acuerdo al Teorema de Representación de Granger (Engle y Granger, 1987). Una característica importante del MCE es que describe la dinámica de corto plazo en términos de la desviación de largo plazo, u_{t-1} , y de los rezagos de las primeras diferencias de las series:

$$(3.2) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha(r_{t-1}^M - \beta_1 - \beta_2 r_{t-1}^R) + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

La hipótesis de un *efecto traspaso incompleto* de tasas de interés (primera hipótesis) se evalúa analizando la significancia estadística del estimado del parámetro $\beta_2 < 1$. Además, si a través del análisis de la evolución de este parámetro a lo largo de la muestra se puede verificar si luego del anuncio de tasas de interés (febrero de 2001) el efecto traspaso se ha incrementado y reforzado con la adopción del esquema de metas explícitas de inflación (enero de 2002).

Para evaluar la hipótesis que el *anuncio del corredor de tasas* por parte del banco central ha permitido que las *tasas de interés de mercado se ajusten más rápido* ante movimientos de la tasa de interés interbancaria (segunda hipótesis), se utiliza el siguiente *modelo de corrección de errores no lineal*:

$$(3.3) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha_1 u_{t-1} + \alpha_2 (d_t u_{t-1}) + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

donde $d_t = 1$ si t pertenece al periodo posterior al anuncio de corredor de tasas y cero en otro caso. Si el parámetro α_2 es significativo, entonces la velocidad de ajuste no es constante sino que cambia



luego del anuncio del corredor de tasas; más aún, si la velocidad de ajuste se ha incrementado, entonces se espera que α_2 sea negativo.

Finalmente, para analizar la hipótesis de *asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés de mercado* (ante desviaciones positivas o negativas de su relación de largo plazo, que pueden ser generadas por movimientos en la interbancaria) se utiliza el siguiente modelo general:

$$(3.4) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha_0 u_{t-1} + \alpha_1 u_{t-1}^+ + \alpha_2 u_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

$$\text{donde: } u_t = \begin{cases} u_t^+ & \text{si } u_t > 0 \\ u_t^- & \text{si } u_t < 0 \end{cases}$$

El término u_t^+ representa desviaciones positivas (aumento de r_t^M o disminución de r_t^R), u_t^- desviaciones negativas (disminución de r_t^M o aumento de r_t^R) y $u_t = u_t^+ + u_t^-$. A partir de (3.4), la hipótesis de asimetría puede verificarse si α_1 y α_2 son significativos y si se rechaza la hipótesis nula de que $\alpha_1 = \alpha_2$ en la ecuación:

$$(3.4a) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha_1 u_{t-1}^+ + \alpha_2 u_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

Si no es posible rechazar la hipótesis $\alpha_1 = \alpha_2$, entonces no existen asimetrías y el modelo resultante es:

$$(3.4b) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + \alpha_1 u_{t-1} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \phi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

Si el modelo relevante es (3.4a), se tiene que la velocidad de ajuste es asimétrica pues depende del sentido de la desviación de la relación de largo plazo, la cual se produce por movimientos en la interbancaria (si esta última es una variable exógena, como se ha asumido). Adicionalmente, si se espera que las tasas de interés activas reaccionen más rápido ante un aumento de la tasa de referencia (desviación negativa de la relación de largo plazo o simplemente “desviación negativa”) que ante una disminución, entonces en los respectivos modelos de corrección de errores de las tasas activas debe verificarse que:

- α_2 sea significativo y que $|\alpha_2| > |\alpha_1|$, o alternativamente,
- α_2 sea significativo y que $\alpha_1 = 0$.

De la misma forma, si se espera que las tasas de interés pasivas reaccionen más rápido ante una disminución de la tasa de referencia (desviación positiva) que ante un aumento, entonces en los respectivos modelos de corrección de errores de las tasas pasivas debe verificarse que:

- α_1 sea significativo y que $|\alpha_1| > |\alpha_2|$, o alternativamente,



- α_1 sea significativo y que $\alpha_2 = 0$.

De ser así, se tendría que en el corto plazo los bancos reaccionan asimétricamente ante movimientos de la tasa interbancaria generando un incremento del “margen” entre tasas activas y pasivas: si la tasa interbancaria sube, entonces tanto las tasas de interés activas como las pasivas suben en el largo plazo (efecto traspaso), pero en el corto plazo aumenta el margen porque las tasas activas suben más rápido.

Siguiendo a Hoffman y Mizen (2004), para evaluar la hipótesis de asimetría el modelo (3.4) puede ser escrito de la siguiente forma:

$$(3.4a) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + (\alpha_0 + \alpha_1) u_{t-1}^+ + (\alpha_0 + \alpha_2) u_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \varphi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

que es similar a (3.4a). A partir de la ecuación (3.4a), la hipótesis de asimetría puede verificarse si se rechaza la hipótesis nula de que $(\alpha_0 + \alpha_1) = (\alpha_0 + \alpha_2)$.

Finalmente, para evaluar de manera conjunta las hipótesis de no-linealidad y asimetría, se utiliza el siguiente modelo:

$$(3.5) \quad \Delta r_t^M = \theta_0 + (\alpha_0 + \alpha_1) u_{t-1}^+ + (\alpha_0 + \alpha_2) u_{t-1}^- + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \varphi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t$$

que es similar a (3.4a). A partir de la ecuación (3.5), la hipótesis de asimetría puede verificarse si se rechaza la hipótesis nula de que $(\alpha_0 + \alpha_1) = (\alpha_0 + \alpha_2)$.

Finalmente, para evaluar de manera conjunta las hipótesis de no-linealidad y asimetría, se utiliza el siguiente modelo:

$$(3.6) \quad \begin{aligned} \Delta r_t^M = & \theta_0 + \alpha_0 u_{t-1} + \alpha_0' (d_t u_{t-1}) + \alpha_1 u_{t-1}^+ + \alpha_2 u_{t-1}^- + \alpha_3 (d_t u_{t-1}^+) + \alpha_4 (d_t u_{t-1}^-) \\ & + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta r_{t-i}^R + \sum_{i=1}^q \varphi_i \Delta r_{t-i}^M + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Para llevar a cabo la estimación de los modelos de corrección de errores para las diferentes tasas de interés, se utilizó la metodología propuesta por Engle y Granger (1987), considerando que la relación de largo plazo es entre dos variables (tasa de interés de mercado y la tasa de referencia) y que la tasa de referencia se determina de manera exógena⁷.

4 Resultados

Para evaluar empíricamente la validez de las hipótesis planteadas, en esta sección se presentan e interpretan los resultados obtenidos a partir de las estimaciones de los vectores de cointegración y los correspondientes modelos de corrección de errores de las diferentes tasas de interés, basados en la metodología de Engle y Granger (1987), no lineales y asimétricos.

⁷ En el apéndice 2 se presenta una discusión sobre los criterios para elegir la metodología Engle-Granger o la de Johansen.



4.1 El efecto traspaso de tasas de interés en moneda doméstica: 1995-2004

Para cuantificar y analizar la evolución del efecto traspaso de largo plazo de la tasa de interés interbancaria sobre cada tasa de interés, se procedió a la identificación y estimación de un vector de cointegración entre estas variables. Para ello, se utilizó la metodología de Engle y Granger⁸, considerando información mensual de las tasas de interés para dos sub-muestras: abril 1995-diciembre 2001⁹ y abril 1995-diciembre 2004, para así evaluar la relevancia de la implementación del esquema de metas de inflación. En la Tabla 4 se muestran los resultados de las estimaciones.

Tabla 4
Efecto traspaso de la tasa interbancaria a las tasas de interés de mercado en moneda doméstica:
abril 1995- diciembre 2004

	Préstamos		Depósitos			
	Hasta 360 días	Más de 360 días	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más de 360 días
Abril 1995-Diciembre 2001						
Efecto "traspaso" ^{1/}	0,36 (0,07)	0,59 (0,18)	0,31 (0,05)	0,20 (0,05)	0,10 (0,05)	0,07 (0,05)
R-cuadrado	0,23	0,12	0,37	0,16	0,05	0,02
R-cuadrado ajustado	0,22	0,11	0,36	0,15	0,04	0,01
Prueba de raíz unitaria ADF para los residuos ^{2/}						
AIC	-2,24	-1,16	-1,32	-1,36	-1,62	-0,83
SC	-2,24	-1,16	-2,05	-1,36	-1,62	-0,35
HQ	-2,24	-1,16	-2,05	-1,36	-1,62	-0,83
Abril 1995-Diciembre 2004						
Efecto "traspaso" ^{1/}	0,88 (0,06)	1,45 (0,12)	0,70 (0,04)	0,67 (0,05)	0,61 (0,05)	0,55 (0,05)
R-cuadrado	0,65	0,55	0,71	0,62	0,54	0,49
R-cuadrado ajustado	0,64	0,54	0,71	0,62	0,54	0,49
Prueba de raíz unitaria ADF para los residuos ^{2/}						
AIC	-4,70 *	-3,60 **	-4,82 *	-4,34 *	-3,66 **	-2,18
SC	-4,70 *	-3,60 **	-4,82 *	-4,34 *	-3,66 **	-3,26 ***
HQ	-4,70 *	-3,60 **	-4,82 *	-4,34 *	-3,66 **	-3,26 ***
Cambio en el "efecto traspaso"	0,51	0,86	0,39	0,47	0,51	0,47

1/ Desvíos estándar entre paréntesis.

2/ En la tabla se presentan los estadísticos calculados. Los valores críticos contra los cuales se comparan los estadísticos ADF para evaluar la hipótesis nula de ausencia de cointegración (considerando un intercepto en el vector de cointegración) cuando se estima el modelo siguiendo la metodología de Engle & Granger (1987) son los sugeridos por MacKinnon (1991). Para la primera submuestra son: -4.123 (1% de significancia), -3.461 (5% de significancia) y -3.130 (10% de significancia). Para la segunda submuestra son: -4.008 (1% de significancia), -3.398 (5% de significancia) y -3.087 (10% de significancia). Además * * * denota significativo al 1 por ciento, ** * significativo al 5 por ciento y * * * * significativo al 10 por ciento.

Para la primera sub-muestra, al comparar los estadísticos ADF calculados de los residuos de la ecuación $r_t^m = \beta_1 + \beta_2 r_t^{BC} + u_t$ con los valores críticos relevantes al 1 por ciento (-4,008), 5 por

⁸ Los resultados obtenidos sobre la existencia de un único vector de cointegración entre las diferentes tasas de interés y la tasa interbancaria son similares al aplicar la metodología de Johansen.

⁹ Para ello, se verificó que las tasas de interés sean raíz unitaria en la muestra analizada. Sin embargo, no todos los criterios de selección de rezagos para las pruebas de raíz unitaria coincidieron.



ciento (3,398) y 10 por ciento (3,087) de significancia, se observa que los estadísticos calculados son menores, por lo cual se concluye que no es posible rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria (residuos no estacionarios) y por lo tanto tampoco la hipótesis ausencia de cointegración (de acuerdo a la metodología de Engle y Granger). Este resultado sugiere que no hay evidencia de una relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y las diferentes tasas de interés de préstamos y depósitos entre 1995 y 2001, por lo que se puede afirmar que en este periodo existió un componente sistemático en el comportamiento de las tasas de interés de mercado (pues los residuos son no estacionarios) que no estuvo asociado a la tasa de interés interbancaria.¹⁰

Sin embargo, al ampliar la muestra de análisis hasta diciembre de 2004, se observa que los estadísticos calculados son mayores que los valores críticos al 5 por ciento de significancia para todas las tasas de interés excepto para la de depósitos a más de 360 días (sólo al 10 por ciento). De esta forma, se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria (residuos estacionarios) y por ende también la hipótesis de ausencia de cointegración (de acuerdo a la metodología de Engle y Granger). Este resultado muestra evidencia de una relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y las diferentes tasas de interés de préstamos y depósitos entre 1995 y 2004. Así, el análisis para la primera sub-muestra y la segunda (muestra ampliada) sugiere que la relación de largo plazo que se observa en la actualidad se ha visto influenciada por la implementación del esquema de metas de inflación.

En términos de la magnitud del efecto traspaso, la Tabla 4 muestra que antes de la implementación del régimen MEI en el Perú, el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de mercado era bajo y en promedio igual a 0,5 (considerando el promedio simple de todas las tasas), especialmente para las tasas de interés de los depósitos (0,16 en promedio)¹¹. Específicamente, en el caso de las tasas de interés de préstamos, el traspaso fue relativamente alto para los préstamos mayores a 360 días (coeficiente de 0,59), mientras que para las tasas de interés de depósitos el efecto traspaso estuvo inversamente relacionado al plazo del depósito (a mayor plazo, menor el coeficiente de traspaso), registrando un margen de variación entre 0,07 y 0,31.

Luego de 3 años de MEI, el efecto traspaso de la tasa interbancaria a las tasas de mercado se ha incrementado para todas las tasas de interés. Específicamente, para la muestra abril 1995-diciembre 2004, el efecto traspaso es 1,2 en promedio para el caso de las tasas de interés de préstamos y 0,6 en promedio para las tasas de interés de depósitos. En particular, para las tasas de préstamos menores a 360 días el efecto traspaso es alto pero no completo (coeficiente 0,88), mientras que en el caso de las tasas de préstamos mayores a 360 días es mayor a 1 (coeficiente 1,45). De acuerdo a la literatura teórica, este último resultado sugiere que en el caso de los préstamos mayores a 360 días no existiría racionamiento del crédito, pero que los bancos “castigan” en promedio a los más riesgosos. Por otro lado, para el caso de las tasas de interés de depósitos, se mantiene el resultado de que el efecto traspaso

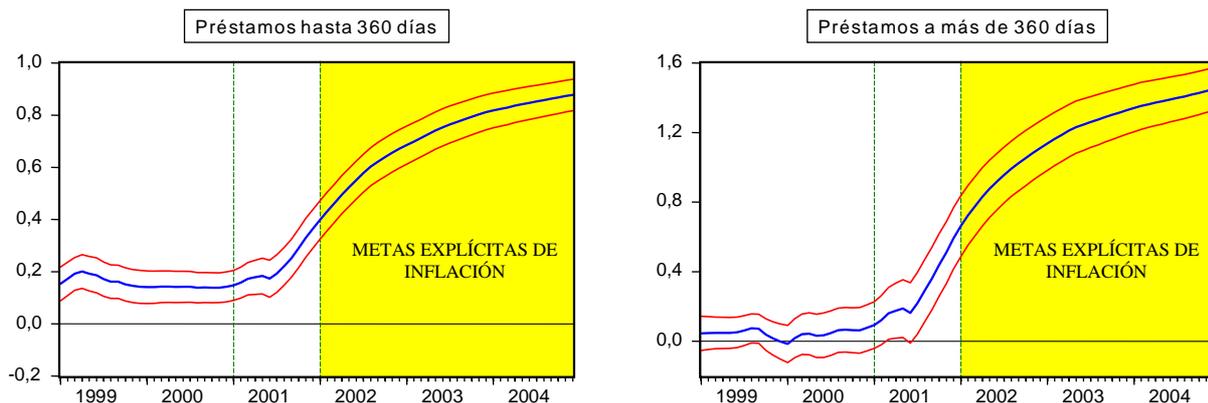
¹⁰ Estos resultados son similares cuando se analiza el periodo abril 1995-enero 2001 (antes del anuncio del corredor de tasas de interés).

¹¹ La comparación de los parámetros estimados del efecto traspaso se basa en los resultados de una prueba convencional de igualdad de parámetros a través de un estadístico F (para todas las tasas de interés consideradas). Sin embargo, el lector podría advertir que los coeficientes estimados para la primera sub-muestra pueden ser espurios dada la ausencia de cointegración. Sin embargo, más adelante se descarta esta posibilidad a través del análisis de la evolución de los parámetros de largo plazo y de la “convergencia” de las tasas de interés con la interbancaria hacia una única relación de largo plazo.

esta relacionado inversamente al plazo de los depósitos (a mayor plazo, menor coeficiente de traspaso); sin embargo, el rango de variación se ha incrementado respecto al periodo anterior de 0,55 hasta 0,7.¹²

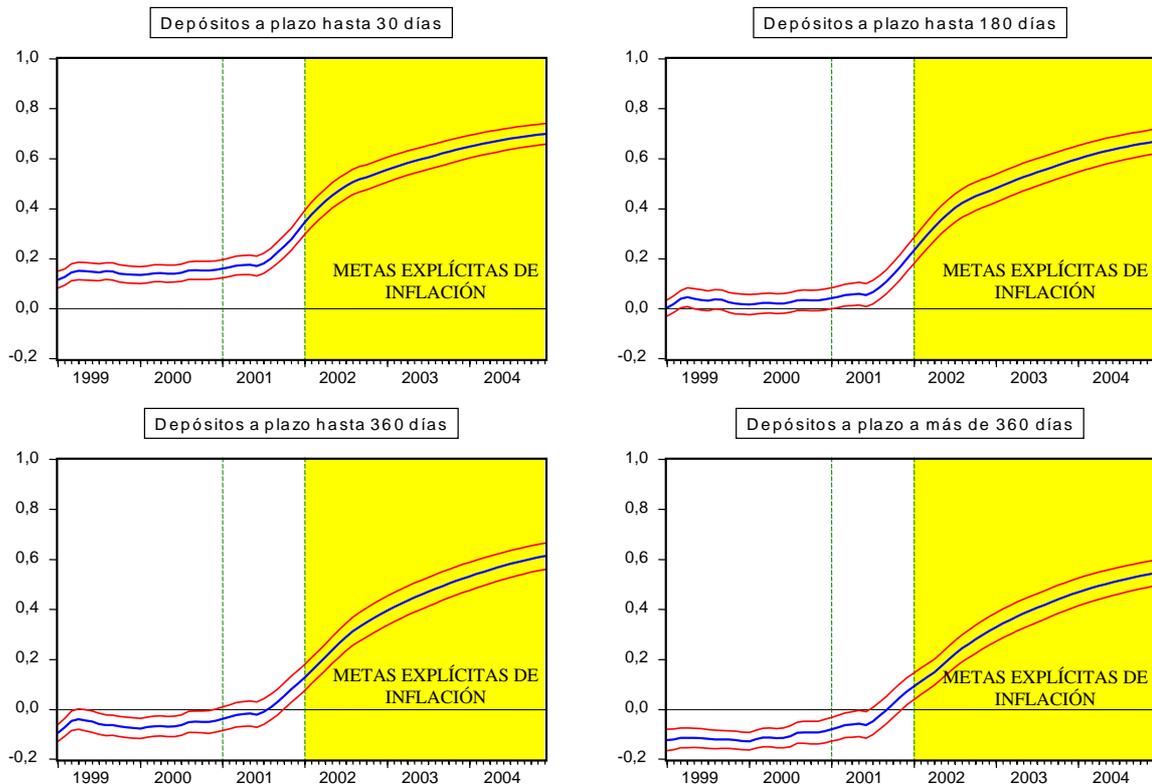
La Figura 1 muestra la evolución de los coeficientes de traspaso de largo plazo para el caso de las tasas de interés de préstamos y la Figura 2 para el caso de las tasas de interés de los depósitos. Los coeficientes de traspaso son los estimados de β_2 de la ecuación (3.1) para cada tasa de interés de mercado, obtenidos a través de la metodología Engle y Granger (1987), pero de manera recursiva (mínimos cuadrados recursivos). La muestra inicial del proceso recursivo abarca el periodo abril 1995-enero 1998. Para todas las tasas de interés, se calcularon bandas de confianza usando el desvío estándar estimado de cada coeficiente estimado de traspaso. Así, el coeficiente de traspaso se considera estadísticamente igual a cero si las bandas envuelven el valor cero a pesar que el coeficiente puntual estimado sea diferente de cero.

Figura 1: Evolución del efecto traspaso estimado para las tasas de interés de préstamos



¹² Debido a que el sistema bancario peruano está parcialmente dolarizado, se evaluó la relevancia de incorporar dentro del costo marginal en soles un componente asociado a la dolarización de los créditos y depósitos. La idea central fue considerar el modelo: $r_t^m = \beta_0 + \beta_1 r_t^{BC} + \beta_2 r_t^* + \beta_4 e_t^e$. Para la muestra analizada, no fue posible encontrar una relación significativa en niveles o diferencias. Este resultado podría interpretarse como evidencia indirecta de que no existe un grado de sustitución significativo entre préstamos y depósitos en moneda nacional y extranjera. Sin embargo, esto escapa del alcance del presente trabajo y requiere un análisis más exhaustivo. Como ejercicio adicional, se analizó la relación entre tasas de interés en moneda extranjera, la tasa Libor a 3 meses y la tasa de crecimiento del tipo de cambio "spot". Los resultados preliminares (ver Anexo 3) muestran que, al igual que en el caso de moneda doméstica, el traspaso de la tasa Libor hacia las tasas de mercado en moneda extranjera se ha incrementado considerablemente a partir del anuncio de tasas de interés y principalmente con el inicio del esquema de metas de inflación.

Figura 2: Evolución del efecto traspaso estimado para las tasas de interés de depósitos



El principal resultado que sugieren estos gráficos (consistente con el modelo teórico presentado en la sección 2.3) es que el efecto traspaso de largo plazo se ha incrementado de manera continua con el anuncio del corredor de tasas de interés y luego de la adopción del esquema MEI. Así, como se puede apreciar en las Figuras 1 y 2, hasta antes del anuncio del corredor de tasas de interés (febrero 2001) y de la implementación del esquema de metas de inflación (enero 2002), el efecto traspaso fue estadísticamente significativo y muy bajo para las tasas de interés de préstamos hasta 360 días (coeficiente promedio de 0,15) y depósitos hasta 30 días (coeficiente promedio de 0,14). Para el resto de tasas de interés, el efecto traspaso fue no significativo o inclusive negativo. Este resultado muestra evidencia que entre 1995 y 2001 las tasas de interés de mercado no estuvieron vinculadas a la tasa interbancaria, periodo en el que además la tasa de interés no era el instrumento de política monetaria. Sin embargo, luego del anuncio de la implementación de un corredor de tasas de interés en febrero de 2001, el coeficiente de traspaso de la tasa de interés interbancaria empezó a ser significativo y crecer para todas las tasas activas y pasivas del mercado, lo cual se reforzó con la implementación del régimen de metas explícitas de inflación.

Económicamente, la evolución de los coeficientes estimados de largo plazo (que miden el efecto traspaso) sugieren que la relación de cointegración no ha sido constante, pues la tasa interbancaria y cada una de las tasas de interés han seguido un proceso de “convergencia” hacia un único vector de cointegración o relación de largo plazo. Para verificar esta afirmación, y así evitar el problema de que



los coeficientes estimados “recursivamente” sean espurios, se aplicó la prueba de parámetros constantes de Hansen y Johansen (1999) para sistemas cointegrados, utilizada recientemente por Rangvid (2001) y Kim et al. (2005), entre otros. Esta prueba se basa en la estimación recursiva de los valores propios de la matriz de los vectores de cointegración. Sin embargo, dado que la prueba de Hansen y Johansen se desarrolla en el contexto de la metodología multivariada de Johansen (1995), también se aplicó una prueba similar para el caso de la metodología de Engle y Granger, basada en el análisis de la estacionariedad recursiva del error de cointegración. Como se muestra en el Anexo 4, los resultados sugieren que la tasa interbancaria y cada una de las tasa de interés analizadas han experimentado un proceso de “convergencia” hacia una única relación de largo plazo, lo cual es consistente con la evolución del parámetro de traspaso de largo plazo. Así, en línea con el modelo de extracción de señal presentado en la sección 2.3, estos resultados proporcionan evidencia a favor de la primera hipótesis planteada: el efecto traspaso de largo plazo se ha incrementado luego del anuncio del corredor de tasas de interés y la adopción del esquema MEI.

4.2 El anuncio del corredor de tasas de interés y la hipótesis de no-linealidad

Para evaluar la hipótesis de no linealidad en la velocidad de ajuste de las tasas de interés de mercado y su vínculo con el anuncio del corredor de tasas de interés por parte del banco central (que marcó el inicio del uso de la tasa de interés como instrumento de señalización de la posición de la política monetaria), se estimaron los respectivos modelos de corrección de errores (MCE's). Los resultados se muestran en la Tabla 5.

El efecto traspaso considerado es el que se obtiene utilizando la muestra completa y sobre esa estimación se ha construido el modelo de corrección de errores para todos los casos. Dado que los residuos del vector de cointegración (de todas las ecuaciones) presentan autocorrelación, la inferencia estadística sobre los coeficientes del vector de cointegración no es apropiada. Para solucionar este problema, se aplicó el procedimiento de ajuste propuesto por Phillips y Hansen (1990), por el cual se corrige el estadístico t para que los procedimientos de inferencia convencionales seña válidos. Luego de calcular para cada caso el estadístico “t ajustado” (y el “desvío estándar ajustado” implícito), se observa que todos los coeficientes que representan el efecto traspaso son significativos al 1, 5 y 10 por ciento, con excepción de la tasa de interés de depósitos a más de 360 días que es significativa al 5 y 10 por ciento.

Respecto de los modelos de corrección de errores, se puede observar que el ajuste de los mismos es aceptable pues el R^2 simple y ajustado registra valores por encima de 50 por ciento para las tasas de interés de los depósitos de hasta 30, 180, y 360 días; el ajuste más bajo es para la tasa de interés de préstamos mayores a 360 días (R^2 de 0.16 y R^2 ajustado de 0.10).



Tabla 5
Efecto traspaso no lineal de tasas de interés en moneda doméstica: análisis de corto y largo plazo
(Abril 1995- Diciembre 2004)

	Préstamos		Depósitos			
	Hasta 360 días	Más de 360 días	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más de 360 días
Modelo de Largo Plazo						
Efecto "traspaso"	0,88	1,45	0,70	0,67	0,61	0,55
t-calculado	14,5	11,8	16,8	13,7	11,6	10,5
t-calculado ajustado ^{1/}	4,7	3,8	5,3	4,1	3,9	2,3
desv. est. Ajustado ^{1/}	(0,19)	(0,39)	(0,13)	(0,16)	(0,16)	(0,23)
R-cuadrado	0,65	0,55	0,71	0,62	0,54	0,49
R-cuadrado ajustado	0,64	0,54	0,71	0,62	0,54	0,49
Modelo de corrección de errores						
Error(-1)	-0,13	-0,06	-0,14	-0,06	-0,09	-0,02
	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Error(-1)*Feb2001	-0,14	-0,18	-0,17	-0,08		-0,04
	(0,06)	(0,07)	(0,08)	(0,04)		(0,03)
Interbancaria	0,05	0,07	0,13	0,03		
	(0,02)	(0,04)	(0,01)	(0,01)		
constante	0,24	0,18	0,12	0,05	0,08	-0,03
	(0,1)	(0,20)	(0,07)	(0,05)	(0,04)	(0,04)
R-cuadrado	0,46	0,16	0,58	0,63	0,56	0,36
R-cuadrado ajustado	0,43	0,10	0,55	0,60	0,53	0,33
Veloc. de ajuste antes de feb. 2001	7	17	6	15	11	52
(en número de meses)						
Veloc. de ajuste luego de feb. 2001	4	4	3	7	11	16
(en número de meses)						

1/ Ajuste sugerido por Phillips y Hansen (1990).

El término "Error(-1)" representa el error de cointegración o desviación de la relación de largo plazo de la tasa de interés de mercado y la tasa de interés de préstamos mayores a 360 días (R^2 de 0,16 y R^2 ajustado de 0,10).

El término "Error(-1)" representa el error de cointegración o desviación de la relación de largo plazo de la tasa de interés y la interbancaria, y su coeficiente mide la velocidad de ajuste de la tasa de interés en cada periodo ante la magnitud de la desviación del periodo anterior. Así por ejemplo, para el caso de la tasa de interés de préstamos hasta 360 días, la velocidad de ajuste es 0,13 en cada periodo; es decir, la tasa de interés de préstamos se mueve de tal forma que en cada periodo corrige 13 por ciento de la desviación de la relación de largo plazo. El término Error(-1)*Feb2001 representa el error de cointegración multiplicado por la variable dummy "Feb2001" que toma el valor de 1 luego del anuncio del corredor y cero en otro caso. Este término permite capturar el efecto del anuncio de la tasa de interés sobre la velocidad de ajuste. Como se puede apreciar en la Tabla 5, y con excepción de la tasa de interés de depósitos hasta 360 días, la velocidad de ajuste de todas las tasas de interés aumenta luego del anuncio del corredor de tasas de interés pues el coeficiente de la variable Error(-1)*Feb2001 es significativo. Así por ejemplo, para el caso de la tasa de préstamos hasta 360 días la velocidad de ajuste luego del anuncio del corredor de tasas aumentó en 0,14 (pasó de 0,13 a 0,27). Este resultado proporciona evidencia a favor de la hipótesis de no linealidad.

Por otro lado, el término "interbancaria" mide el efecto inmediato de un cambio en la interbancaria sobre la tasa de interés de mercado, el cual se denomina efecto traspaso de "impacto" o "corto plazo".



En el caso de la tasa de interés para préstamos hasta 360 días, el efecto traspaso de corto plazo es 0,05 y el de largo plazo (dado por el coeficiente del vector de cointegración) es 0,88; para la tasa de interés de préstamos mayores a 360 días el efecto traspaso de corto plazo es 0,07 y el de largo plazo (dado por el coeficiente del vector de cointegración) es 1,45. Para el caso de las tasas pasivas, el efecto traspaso de corto plazo es significativo solo para la tasa de interés de depósitos hasta 30 días y depósitos hasta 180 días (0,13 y 0,03, respectivamente); además, se observa que la magnitud del efecto está relacionado inversamente al plazo del depósito.

Dado que se tiene un efecto traspaso de corto plazo y otro de largo plazo, también es posible calcular el *número de meses promedio* que una tasa de interés demora en ajustarse ante un cambio en la interbancaria. Siguiendo a Hendry (1996), el número de meses promedio μ se puede calcular a través de la siguiente fórmula:

$$\mu = \frac{\beta_2 - \gamma_0}{\beta_2 \alpha}$$

donde β_2 es el efecto traspaso de “largo plazo”, γ_0 el efecto traspaso de “corto plazo” y α la velocidad de ajuste. En la Tabla 5 se observa que para todas las tasas de interés analizadas (excepto para la tasa de depósitos hasta 360 días), la velocidad de ajuste promedio en número de meses disminuyó (es decir, es más rápida). Así por ejemplo, antes del anuncio del corredor la tasa de interés para préstamos hasta 360 días se ajustaba hacia su nuevo nivel de largo plazo en 7 meses; sin embargo, luego del anuncio el ajuste solo toma 4 meses en promedio.

De esta forma, los resultados muestran evidencia a favor de la hipótesis de no linealidad, pues se observa que luego del anuncio del corredor de tasas de interés de referencia la velocidad de ajuste de las tasas de interés de mercado hacia su nivel de largo plazo se ha incrementado para todas las tasas de interés de mercado, excepto para la tasa de depósitos hasta 360 días.

4.3 La hipótesis de asimetría en la velocidad de ajuste

Finalmente, para evaluar la hipótesis de asimetría en la velocidad de ajuste, se estimaron nuevamente los MCE's incorporando la posibilidad de que desviaciones de la relación de largo plazo, $(r_{t-1}^M - \beta_1 - \beta_2 r_{t-1}^{Int})$, tengan un impacto diferente sobre la dinámica de ajuste, dependiendo si éstas son positivas o negativas. En particular, se evalúa la hipótesis de que desviaciones negativas (positivas), asociadas a choques positivos (negativos) en la tasa interbancaria, tienen un impacto mayor (menor) sobre la velocidad de ajuste de las tasas activas (pasivas) que sobre las pasivas (activas). Si esta hipótesis es verdadera, entonces:

- a. Un aumento en la tasa interbancaria se transmite más rápido a las tasas activas, ampliándose temporalmente el *spread* de las tasas de interés.
- b. Una disminución en la tasa interbancaria se transmite más rápido a las tasas pasivas, ampliándose temporalmente el *spread* de las tasas de interés.



La Tabla 6 contiene los resultados de la estimación de los diferentes MCE's no lineales y asimétricos, donde la no-linealidad está asociada al anuncio del corredor de tasas (febrero 2001) y la asimetría al sentido de la desviación de la relación de largo plazo de las tasas de interés. Para el caso de las tasas activas, se tiene que solo la tasa de interés de préstamos menores a 360 días presenta una velocidad de ajuste no lineal y asimétrico. Por un lado, la asimetría está asociada al hecho de que los choques positivos (Error_P) y los negativos (Error_N) son significativos y diferentes. Si la tasa interbancaria aumenta (es decir, se produce una desviación negativa de la relación de largo plazo) la tasa de interés de préstamos hasta 360 días se incrementa en el corto plazo corrigiendo la desviación en 0,16 cada periodo; en cambio, si la interbancaria disminuye (es decir, se produce una desviación positiva de la relación de largo plazo) la tasa de interés disminuye en el corto plazo corrigiendo la desviación en 0,11 cada periodo.

Tabla 6

Efecto traspaso no lineal y asimétrico de tasas de interés en moneda doméstica: análisis de corto y largo plazo (Abril 1995- Diciembre 2004)

	Préstamos		Depósitos			
	Hasta 360 días	Más de 360 días	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más de 360 días
Modelo de Largo Plazo						
Efecto "traspaso"	0,88	1,45	0,70	0,67	0,61	0,55
t-calculado	14,5	11,8	16,8	13,7	11,6	10,5
t-calculado ajustado ^{1/}	4,7	3,8	5,3	4,1	3,9	2,3
desv. est. Ajustado ^{1/}	(0,19)	(0,39)	(0,13)	(0,16)	(0,16)	(0,23)
R-cuadrado	0,65	0,55	0,71	0,62	0,54	0,49
R-cuadrado ajustado	0,64	0,54	0,71	0,62	0,54	0,49
Modelo de corrección de errores						
Error(-1)		-0,06	-0,14	-0,06	-0,08	-0,02
		(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,01)
Error_P(-1)	-0,11					
	(0,03)					
Error_N(-1)	-0,16					
	(0,03)					
Error(-1)*Feb2001	-0,11	-0,18	-0,17			
	(0,06)	(0,07)	(0,08)			
Error_P(-1)*Feb2001				-0,39	-0,18	-0,19
				(0,16)	(0,09)	(0,08)
Error_N(-1)*Feb2001						
Interbancaria	0,05	0,07	0,13	0,03		
	(0,02)	(0,04)	(0,01)	(0,01)		
constante	0,15	0,18	0,12	0,05	-0,08	-0,06
	(0,11)	(0,20)	(0,07)	(0,05)	(0,04)	(0,03)
R-cuadrado	0,47	0,16	0,58	0,63	0,57	0,38
R-cuadrado ajustado	0,43	0,10	0,55	0,60	0,54	0,35
Choques positivos (veloc. de ajuste)						
Antes de feb. 2001	9	17	6	16	12	61
(en número de meses)						
Después de feb. 2001	4	4	3	2	4	5
(en número de meses)						
Choques negativos (veloc. de ajuste)						
Antes de feb. 2001	6	17	6	16	12	61
(en número de meses)						
Después de feb. 2001	3	4	3	16	12	61
(en número de meses)						

1/ Ajuste sugerido por Phillips y Hansen (1990).



Por otro lado, se observa que la velocidad de ajuste aumenta luego del anuncio del corredor de tasas (pues el término $\text{Error}(-1) * \text{Feb}2001$ es significativo), por lo cual existe un efecto no lineal. De manera conjunta, estos resultados implican que la velocidad de ajuste de la tasa activa ante desviaciones negativas pasó de 6 a 3 meses y de 9 a 4 meses para desviaciones positivas.

En el caso de las tasas de interés pasivas, los resultados también muestran que existen efectos asimétricos de las desviaciones positivas y negativas de la relación de largo plazo, pero sólo a partir del anuncio del corredor de tasas de interés (la única excepción es la tasa de interés de depósitos hasta 30 días). Específicamente, a partir de febrero de 2001 la velocidad de ajuste de las tasas pasivas es mayor cuando disminuye la tasa interbancaria (desviación positiva de la relación de largo plazo). En términos de meses, la velocidad de ajuste de las tasas pasivas ante desviaciones positivas pasó de 10 meses a 1 mes para la tasa de depósitos hasta 180 días, de 7 a 2 meses para la tasa de depósitos de 180 hasta 360 días y de 33 a 3 meses para la tasa de depósitos mayores a 360 días.

En resumen, los resultados de la Tabla 6 muestran evidencia a favor de la hipótesis de no-linealidad y asimetría en la velocidad de ajuste de las tasas de interés. Finalmente, cabe destacar que los movimientos de la tasa interbancaria generan un incremento temporal del *spread* de tasas de interés, pues la velocidad de ajuste de las tasas activas reacciona ante desviaciones negativas de largo plazo (aumento de la tasa de interés interbancaria) y la velocidad de ajuste de las tasas pasivas (con excepción de la tasa de depósitos hasta 30 días) reaccionan ante desviaciones positivas¹³.

5 Conclusiones

El propósito del presente trabajo de investigación ha sido analizar el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria en moneda doméstica hacia las tasas de interés de mercado y su relación con la política monetaria en el Perú, considerando el periodo 1995-2004.

Específicamente, se evaluaron tres hipótesis. La primera hipótesis establece que el efecto traspaso de tasas de interés no es completo, es decir, es menor a 1. Sin embargo, se postula que el efecto traspaso se ha incrementado desde febrero de 2001 –fecha en la que el banco central empezó a anunciar un corredor de tasas de interés de referencia– y se ha reforzado con la adopción del esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI) y el uso de la tasa de interés como instrumento operativo. La segunda hipótesis que se plantea es que el anuncio del corredor de tasas de interés por parte del banco central ha permitido que las tasas de interés de mercado se ajusten más rápido ante movimientos de la tasa de

¹³ Es importante considerar que los resultados obtenidos presentan dos potenciales problemas. Por un lado, el impacto de los cambios en las tasas de interés interbancaria sobre las tasas activas y pasivas puede estar subestimado por la forma cómo se construyen estas series. Estas tasas están medidas sobre los "saldos de depósitos" y no sobre el "flujo de depósitos". Para superar este problema, se realizó el análisis del efecto "traspaso" utilizando "tasas flujo" con frecuencia diaria y semanal para el periodo julio 2002-agosto 2004. Los resultados preliminares (ver Anexo 5) muestran que durante el periodo de metas explícitas de inflación, el efecto traspaso de las tasas de interés de préstamos es muy cercana a uno. Por otro lado, la relación entre la tasa interbancaria y el resto de tasas de interés para todo el periodo de análisis no es estable. Entre 1995 y 2000, la tasa de interés interbancaria presenta mayor volatilidad y una menor relación con el resto de tasas de interés. A partir de febrero del 2001, la relación entre la tasa de interés interbancaria y el resto de tasas se fortalece, pues la volatilidad de la tasa interbancaria disminuye considerablemente y el anuncio de las tasas de referencia permite a los agentes económicos distinguir entre un cambio permanente de uno transitorio en las tasa de interés interbancaria.



interés interbancaria. Es decir, a lo largo del periodo 1995-2004, la velocidad de ajuste de las tasas ha sido no-lineal. Finalmente, la tercera hipótesis establece que la velocidad de ajuste de las tasas de interés es asimétrica. En particular, ante una subida de la tasa interbancaria las tasas activas se ajustan más rápido que las pasivas, mientras que ante una disminución son las tasas pasivas las que se ajustan más rápido.

A través de la estimación de un vector de cointegración siguiendo la metodología de Engle y Granger (1987) y el correspondiente Modelo de Corrección de Errores, No Lineal y Asimétrico, se encontró evidencia que sustenta empíricamente las hipótesis planteadas. Específicamente, se concluye que:

- a. En términos de la magnitud del efecto traspaso, antes de la implementación del régimen de MEI en el Perú el efecto traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de mercado era bajo y en promedio igual a 0,5 (considerando el promedio simple de todas las tasas), especialmente para las tasas de interés de los depósitos (0,16 en promedio). Sin embargo, luego de 3 años de metas explícitas de inflación, el efecto traspaso de la tasa interbancaria a las tasas de mercado se ha incrementado para todas las tasas de interés. Específicamente, para la muestra abril 1995-diciembre 2004, el efecto traspaso es 1,2 en promedio para el caso de las tasas de interés de préstamos y 0,6 en promedio para las tasas de interés de depósitos.
- b. Luego del anuncio del corredor de tasas de interés de referencia, la velocidad de ajuste de las tasas de interés de mercado hacia su nivel de largo plazo se ha incrementado para todas las tasas de interés de mercado, excepto para la tasa de depósitos hasta 360 días. De esta forma, se valida empíricamente la hipótesis de no linealidad.
- c. Finalmente, la velocidad de ajuste de las tasas de interés reaccionan de manera asimétrica dependiendo del sentido de las desviaciones de su relación de largo plazo con la tasa interbancaria. Por un lado, la velocidad de ajuste promedio de la tasa de préstamos hasta 360 días ante desviaciones negativas pasó de 6 a 3 meses y para las desviaciones positivas de 9 a 4 meses. Por otro lado, en el caso de las tasas de interés pasivas (con excepción de la tasa de interés de depósitos hasta 30 días), a partir de febrero de 2001 la velocidad de ajuste de las tasas pasivas es mayor cuando disminuye la tasa interbancaria (desviación positiva de la relación de largo plazo). En términos de meses, la velocidad de ajuste de las tasas pasivas ante desviaciones positivas pasó de 10 a 1 mes para el caso de la tasa de interés de depósitos hasta 180 días, de 7 a 2 meses para la tasa de depósitos de 180 hasta 360 días y de 33 a 3 meses para la tasa de depósitos mayores a 360 días.

En términos de política monetaria, dado que la tasa de interés interbancaria refleja la posición de política desde el anuncio del corredor de tasas y de manera más explícita con la adopción del régimen MEI, se puede inferir que la política monetaria ha mostrado una evolución favorable en términos de su impacto sobre las tasas de interés de mercado. Así, estos resultados sugieren que el mecanismo de transmisión de tasa de interés se ha fortalecido en los últimos años.

Finalmente, cabe resaltar que si bien los resultados empíricos obtenidos pueden ser explicados en términos de los diferentes enfoques teóricos que se han presentado en el trabajo, queda como agenda



de investigación futura desarrollar un modelo que pueda explicar de manera simultánea las hipótesis empíricas planteadas. Asimismo, es importante mencionar que además del anuncio de corredor de tasas de interés y de la implementación del esquema MEI, es posible que existan otros factores que puedan influir sobre el efecto traspaso (como por ejemplo la disminución del grado de dolarización financiera, la creación y expansión de la curva de rendimientos en soles vía el programa de creadores de mercado estrechamente relacionados al cambio de régimen de política monetaria experimentado), los cuales podrían ser analizados en investigaciones futuras.

Referencias

Baba, Y; Hendry, D. and R. M. Starr (1992): "The demand for M1 in the USA, 1960-1988". *Review of Economic Studies*, 59, 25-61.

Bredin, D.; Fitzpatrick, Trevor and Gerard O Reilly (2001): "Retail Interest Rate Pass-Through: The Irish Experience". Central bank of Ireland: *Technical Paper*, 06/RT/01, November 2001.

Crespo-Cuaresma, Jesús; Égert, Balázs and Thomas Reininger (2004): "Interest Rate Pass-Through in New EU Member States: The Case of the Czech Republic, Hungary and Poland". William Davidson Institute, *Working Paper* Number 671, May 2004.

Csilla Horváth, Judit Krekó, Anna Naszódi (2003): "Interest rate pass-through: the case of Hungary". Magyar Nemzeti Bank, Hungary. 2003.

De Bondt, Gabe: "Retail Bank Interest Rate Pass-Through: New Evidence at the Euro Area Level". European Central Bank, *Working Paper* No. 136. Abril 2002.

Disyatat, Piti y Pinnarat Vongsinsirikul (2003): "Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand". *Journal of Asian Economics*. No 14, p. 389-418.

Engle, Robert F. y Clive W. Granger (1987): "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing". *Econometrica*. Vol. 55. No. 2. p. 251-276.

Engle, Robert F. y otros (1983): "Exogeneity". *Econometrica*. Vol. 51. p. 277-304.

Espinosa-Vega, Marco A. y Alessandro Rebucci (2003): "Retail Bank Interest Rate Pass-Through: Is Chile Atypical?". IMF, *Working Paper* 03/112. May 2003.

Gambacorta, Leonardo (2005): "Inside the bank lending channel". *European Economic Review* (Forthcoming).

Hansen, Henrik and Soren Johansen (1999): "Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR-models". *Econometrics Journal*, Vol. 2, 306-333.

Hayashi, Fumio (2000): "Econometrics". Princeton: *Princeton University Press*. 683 p.

Heffernan, Shelagh A. (1997): "Modelling British Interest Rate Adjustment: An Error Correction Approach". *Economica*, New Series, Vol. 64, No. 254, 211-231. May 1997.

Hendry, David (1996): "Dynamic Econometrics". New York: *Oxford University Press*.



- Hofmann, Boris and Paul Mizen** (2004): “Interest Rate Pass-Through and Monetary Transmission: Evidence from Individual Financial Institutions’ Retail Rates”. *Economica*, 71, 99–123.
- Horváth, Csilla; Krekó, Judit and Anna Naszódi** (2005): “Interest Rate Pass-Through: The Case Of Hungary.” Magyar Nemzeti Bank *Working Paper* 2004/8, January 2005.
- Johansen, Soren and Katarina Juselius** (1990): “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to Demand for Money”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Vol. 52. p. 169-210.
- Johansen, Søren** (1990): “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”. *Econometrica*, Vol. 59, p. 1551–1580.
- Johansen, Søren** (1995): “Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models”. Oxford: *Oxford University Press*.
- Kim, Suk-Joong; Lucey, Brian M. and Eliza Wu** (2005): “Dynamics of bond market integration between established and accession European Union countries”. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*. En prensa.
- Klemperer, P** (1987): “Markets with consumer switching costs”. *Quarterly Journal of Economics*. Vol 102, p. 375-394.
- MacKinnon, James G** (1991): “Critical values for cointegration tests. En: Engle, Robert y Clive W. Granger (eds.). Long-run Economic Relationships”. Oxford: *Oxford University Press*, p. 267-276.
- Mishkin, Frederic** (1996): “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy”. NBER *Working Papers* No. 5464. Febrero 1996.
- Ng, Serena y Pierre Perron** (2001): “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”. *Econometrica*, Vol. 69, No. 6, p. 1519-1554.
- Phillips, Peter and Bruce Hansen** (1990): “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes”. *Review of Economic Studies*. Vol. 57, p. 99-125.
- Rangvid, Jesper** (2001): “Increasing convergence among European stock markets? A recursive common stochastic trends analysis”. *Economics Letters*, Vol. 71, p. 383-389.
- Rousseas, S** (1985): “A markup theory of bank loan rates”. *Journal of Post Keynesian economics*. Vol. 8, No. 1, p. 135-144.
- Sander, Harald and Stefanie Kleimeier** (2004): “Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration”. *Journal of International Money and Finance*, 23, p. 461–492.
- Sharpe, S. A** (1997): “The effect of consumer switching costs on prices: a theory and its application to the bank deposit market”. *Review of Industrial Organization*. Vol 12, No. 1, p. 79-94.

Anexo 1: Prueba de Raíz Unitaria ADF

A considerar los resultados de la prueba ADF para las especificaciones alternativas, los resultados muestran que no se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria en niveles, excepto en algunos casos, como se muestra en las Tablas A1.1 y A1.2. Por un lado, la tasa de interés de los depósitos a plazo mayores a un año sería estacionaria al considerar un proceso generador de datos con intercepto y tendencia. Por otro lado, bajo la misma especificación de la prueba ADF, la tasa de interés interbancaria resulta ser estacionaria bajo el criterio de SIC y HQ, mas no bajo los demás criterios.

Tabla A1.1

Pruebas de Raíz Unitaria ADF para las tasas de interés: 1995-20041/
(series en niveles)

Sin componentes determinísticos
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos					Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,2226	0,2240	0,0526	0,1585	0,2323	0,1079	0,3315	0,3002
Criterio SIC	0,2226	0,2240	0,0526	0,1815	0,2177	0,2052	0,3315	0,0537
Criterio HQ	0,2226	0,2240	0,0526	0,1815	0,2323	0,2052	0,3315	0,3002
Criterio MAIC	0,2226	0,2240	0,0526	0,1815	0,2323	0,1079	0,3315	0,3002
Criterio MSIC	0,2226	0,2240	0,1052	0,1815	0,2323	0,2052	0,3315	0,2409
Criterio MHQ	0,2226	0,2240	0,0526	0,1815	0,2323	0,2052	0,3315	0,3002

Intercepto
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos					Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,8926	0,9566	0,8900	0,8707	0,8424	0,8258	0,9827	0,6936
Criterio SIC	0,8926	0,9566	0,8900	0,8370	0,8976	0,9113	0,9827	0,0267
Criterio HQ	0,8926	0,9566	0,8900	0,8370	0,8424	0,9113	0,9827	0,0267
Criterio MAIC	0,8926	0,9566	0,8900	0,8707	0,9020	0,8258	0,9827	0,6936
Criterio MSIC	0,8926	0,9566	0,8900	0,8951	0,8976	0,9113	0,9827	0,7356
Criterio MHQ	0,8926	0,9566	0,8900	0,8370	0,8976	0,9113	0,9827	0,7356

Intercepto y tendencia
(probabilidades)

	Préstamos		Depósitos					Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días	Ahorro	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,7593	0,3355	0,5825	0,4493	0,2604	0,5809	0,0007	0,4013
Criterio SIC	0,7593	0,3355	0,2657	0,4715	0,2604	0,4149	0,0007	0,0062
Criterio HQ	0,7593	0,3355	0,5825	0,4715	0,2604	0,4149	0,0007	0,0062
Criterio MAIC	0,7593	0,3355	0,5825	0,5982	0,5896	0,4149	0,0007	0,6623
Criterio MSIC	0,7593	0,3355	0,5856	0,6867	0,4057	0,4149	0,0007	0,6623
Criterio MHQ	0,7593	0,3355	0,5825	0,6867	0,4057	0,4149	0,0007	0,6623

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria.



Tabla A1.2

Pruebas de Raíz Unitaria ADF para las tasas de interés: 1995-2004^{1/}
(series en diferencias)

Sin componentes determinísticos
(probabilidades)

	Préstamos		Ahorro	Depósitos				Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días		Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000
Criterio SIC	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Criterio HQ	0,0000	0,0000	0,0002	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Criterio MAIC	0,0008	0,0003	0,0022	0,0018	0,0000	0,0014	0,0033	0,0000
Criterio MSIC	0,0008	0,0003	0,0022	0,0018	0,0000	0,0014	0,0033	0,0000
Criterio MHQ	0,0008	0,0003	0,0022	0,0018	0,0000	0,0014	0,0033	0,0000

Intercepto
(probabilidades)

	Préstamos		Ahorro	Depósitos				Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días		Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,0000	0,0000	0,0007	0,0000	0,0000	0,0018	0,0000	0,0002
Criterio SIC	0,0000	0,0000	0,0007	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Criterio HQ	0,0000	0,0000	0,0007	0,0000	0,0001	0,0000	0,0000	0,0002
Criterio MAIC	0,0083	0,0032	0,0121	0,0156	0,0001	0,0126	0,0228	0,0000
Criterio MSIC	0,0083	0,0032	0,0121	0,0156	0,0001	0,0126	0,0228	0,0000
Criterio MHQ	0,0083	0,0032	0,0121	0,0156	0,0001	0,0126	0,0228	0,0000

Intercepto y tendencia
(probabilidades)

	Préstamos		Ahorro	Depósitos				Interbancaria
	Hasta 360 días	Mayores a 360 días		Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más 360 días	
Criterio AIC	0,0000	0,0000	0,0048	0,0000	0,0002	0,0135	0,0000	0,0014
Criterio SIC	0,0000	0,0000	0,0048	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Criterio HQ	0,0000	0,0000	0,0048	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0014
Criterio MAIC	0,0438	0,0131	0,0571	0,0735	0,0007	0,0689	0,0820	0,0000
Criterio MSIC	0,0438	0,0131	0,0571	0,0735	0,0007	0,0689	0,0820	0,0000
Criterio MHQ	0,0438	0,0131	0,0571	0,0735	0,0007	0,0689	0,0820	0,0000

1/ La hipótesis nula es que la serie presenta raíz unitaria.



Anexo 2: Engle y Granger vs. Johansen

La estimación de un vector de cointegración para dos variables y el respectivo MCE puede realizarse a través de dos metodologías. La primera es la metodología de Engle y Granger (1987), que se basa en la estimación por *MCO* de la ecuación (4) –que representa la relación de largo plazo entre las variables– y la del modelo VAR en primeras diferencias (ecuaciones 5 y 6) –que representa la dinámica de corto plazo de las variables– donde se incluye como variable independiente en cada ecuación el error de cointegración rezagado. La segunda es la metodología de Johansen (1990, 1995), la cual consiste en estimar el MCE utilizando estimadores de máxima verosimilitud, obteniéndose de esta forma todos los parámetros del modelo de manera simultánea.

La elección de alguna de estas metodologías depende de consideraciones como el número de variables que intervienen en la relación de cointegración y el tamaño de la muestra. Por un lado, la metodología de Engle y Granger (1987) presenta las siguientes ventajas y desventajas¹⁴:

- (a) En muestras grandes, los estimadores son super-consistentes, a pesar de que en muestras pequeñas son sesgados.
- (b) Si se estima simultáneamente la relación de largo plazo y la dinámica de corto plazo en el VAR usando MCO, se mejoran las propiedades de los estimadores.
- (c) Esta metodología es válida sólo si existe una única relación de cointegración, lo cual es consistente con la existencia de una sola ecuación de regresión que relaciona dos variables. De esta forma, si se relacionan más de dos variables, ésta metodología no es válida, pues es probable que exista más de una relación de cointegración.
- (d) Se asume implícitamente que la(s) variable(s) explicativa(s) es(son) exógena(s), lo cual no necesariamente es cierto.

Por otro lado, la metodología de Johansen (1990, 1995) presenta las siguientes ventajas y desventajas:

- (a) Todas las variables son consideradas como endógenas.
- (b) Se evita que la estimación de los vectores de cointegración sea inconsistente, pues se hace posible la existencia de más de un vector de cointegración.
- (c) La eficiencia de la estimación se incrementa porque la estimación de la dinámica de corto plazo se realiza de manera simultánea (por máxima verosimilitud).
- (d) Permite evaluar la validez de restricciones sobre el vector de cointegración.
- (e) La estimación de los parámetros de una ecuación incorpora la información de las demás ecuaciones. Sin embargo, esta ventaja se ve atenuada porque cualquier error de especificación en alguna ecuación tendrá efectos adversos sobre la estimación de los parámetros de todas las ecuaciones.
- (f) Cheung y Lai (1993) analizan varias limitaciones de la metodología de Johansen en muestras pequeñas. En particular, para que las inferencias sean confiables, sugieren contar con 100 o

¹⁴ Esta exposición se basa en Kennedy (2003), capítulo 18.



más observaciones. Sin embargo, esto no necesariamente evita que la metodología pueda producir *outliers*, especialmente si los residuos no se distribuyen independientemente como una normal, por lo que frecuentemente se rechaza la hipótesis nula de ausencia de cointegración.

Estas ventajas y desventajas sugieren que para el caso de una relación que involucre más de dos variables, la metodología de Johansen sería preferible, mientras que para el caso de una relación de dos variables, la metodología de Engle y Granger sería la adecuada.



Anexo 3: El efecto traspaso de la tasa Libor hacia las tasas de interés en moneda extranjera

Las pruebas convencionales de raíz unitaria para las series de las tasas de interés en moneda extranjera, la tasa Libor a 3 meses y la devaluación, sugieren que estas son no estacionarias en niveles e integradas de orden 1. Dado esto, se procedió a evaluar la hipótesis de cointegración entre ellas. La Tabla A3.1 muestra los resultados del análisis de co-integración para la muestra enero 1993-diciembre 2001 y enero 1993-diciembre 2004, así como también los correspondientes coeficientes de "traspaso". A través de la metodología de Engle-Granger¹⁵, se concluye que existe las series co-integran. Además, se observa que el efecto traspaso es mayor y cercano a uno (excepto en el caso de la tasa de interés de los depósitos a la vista) para el periodo de Metas Explícitas de Inflación.

Tabla A3.1

El efecto traspaso entre la tasa Libor a 3 meses y las tasas de interés en moneda extranjera
(Enero 1993- Diciembre 2004)

	Préstamos		Depósitos					
	Hasta 360 días	Más de 360 días	Depósitos a la vista	Ahorros	Plazo hasta 30 días	Plazo hasta 180 días	Plazo hasta 360 días	Plazo más de 360 días
Enero 1993-Diciembre 2001								
Efecto "traspaso" ^{1/}	0,12 (0,13)	0,04 (0,12)	0,01 (0,03)	0,05 (0,07)	0,37 (0,07)	0,39 (0,11)	0,23 (0,08)	0,30 (0,06)
R-cuadrado	0,22	0,19	0,12	0,21	0,30	0,19	0,19	0,25
R-cuadrado ajustado	0,21	0,17	0,10	0,19	0,28	0,18	0,18	0,24
Prueba de raíz unitaria ADF para los residuos ^{2/}								
AIC	-0,15	-2,19	-2,13	0,71	-2,24	-0,87	-0,42	-2,30
SC	-1,94	-2,90	-2,13	-2,01	-2,24	-1,82	-1,47	-2,30
HQ	-0,56	-2,90	-2,13	0,71	-2,24	-0,87	-1,47	-2,30
Enero 1993-Diciembre 2004								
Efecto "traspaso" ^{1/}	1,31 (0,09)	1,03 (0,08)	0,25 (0,02)	0,67 (0,05)	0,94 (0,04)	1,06 (0,06)	0,97 (0,05)	0,88 (0,04)
R-cuadrado	0,69	0,64	0,66	0,68	0,80	0,72	0,75	0,79
R-cuadrado ajustado	0,68	0,63	0,66	0,67	0,80	0,72	0,75	0,78
Prueba de raíz unitaria ADF para los residuos ^{2/}								
AIC	-3,76 **	-3,94 **	-3,81 **	-3,80 **	-3,84 **	-3,25 ***	-3,58 **	-3,51 **
SC	-3,76 **	-3,94 **	-3,81 **	-3,80 **	-3,84 **	-3,25 ***	-3,58 **	-3,51 **
HQ	-3,76 **	-3,94 **	-3,81 **	-3,80 **	-3,84 **	-3,25 ***	-3,58 **	-3,51 **
Cambio en el "efecto traspaso"	1,19	0,99	0,24	0,61	0,61	0,57	0,74	0,58

1/ Desvíos estándar entre paréntesis.

2/ En la tabla se presentan los estadísticos calculados. Los valores críticos contra los cuales se comparan los estadísticos ADF para evaluar la hipótesis nula de ausencia de cointegración (considerando un intercepto en el vector de cointegración) cuando se estima el modelo siguiendo la metodología de Engle & Granger (1987) son los sugeridos por MacKinnon (1991). Para ambas submuestras los valores críticos son: -4.008 (1% de significancia), -3.398 (5% de significancia) y -3.087 (10% de significancia). Además * * * denota significativo al 1 por ciento, * * * * significativo al 5 por ciento y * * * * * significativo al 10 por ciento.

¹⁵ Asumiendo que la tasa Libor a 3 meses y la devaluación son al menos débilmente exógenas para los parámetros de esta ecuación.



Anexo 4: Cointegración Dinámica

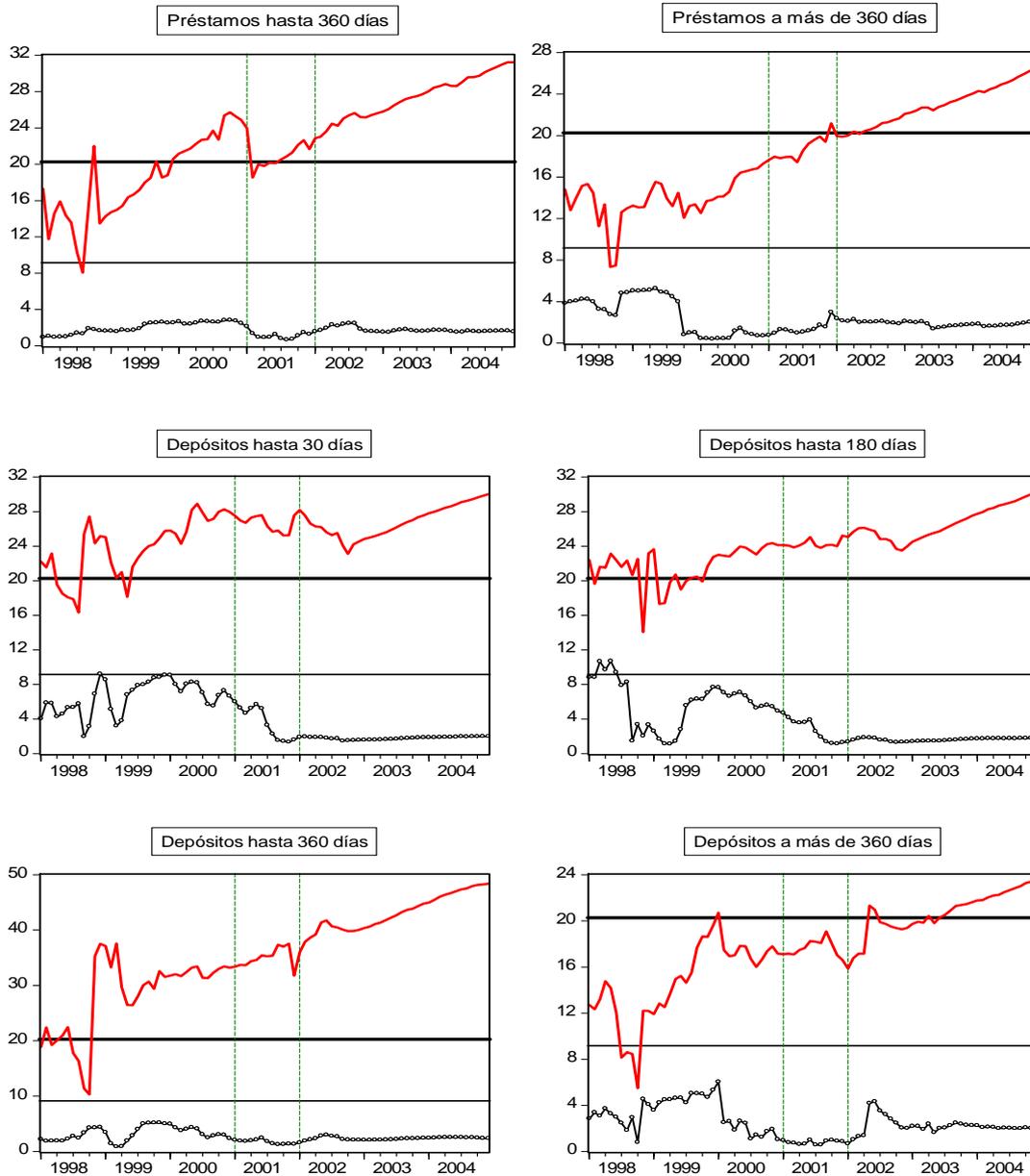
A4-1. Prueba de Estabilidad y Convergencia (Hansen y Johansen, 1999)

Esta prueba se basa en el enfoque de cointegración recursiva de Hansen y Johansen (1992, 1999), que consiste en el análisis del estadístico de la traza obtenido en el contexto de metodología de cointegración multivariada de Johansen (1990, 1995). El estadístico de la traza permite evaluar de manera general si existe uno o más vectores de cointegración. Así, la idea es que un conjunto de series que están en un proceso de “convergencia” hacia una relación de largo plazo deberían mostrar un número creciente de vectores de cointegración. La prueba consta de los siguientes pasos:

- (a) Se estima recursivamente el modelo VAR cointegrado entre las variables analizadas usando la metodología de Máxima Verosimilitud y asumiendo el modelo adecuado. En las estimaciones para el caso peruano, se ha asumido la presencia de un intercepto en el vector de cointegración y ausencia de tendencia determinística. La muestra inicial de la estimación recursiva va desde abril 1995 hasta enero 1998; las posteriores estimaciones consideran de manera secuencial una observación adicional a la anterior estimación.
- (b) En cada estimación recursiva, se calculan los estadísticos de la traza. Dado que las relaciones estimadas en el trabajo son bivariadas, solo se cuenta con dos estadísticos de la traza: el primero (el de mayor valor) evalúa la hipótesis de “cero” vectores de cointegración versus la alternativa de que existen 2 vectores de cointegración; el segundo evalúa la hipótesis de que existe “al menos 1” vector de cointegración versus la alternativa de que existen 2 vectores de cointegración.
- (c) Se grafica la evolución de los dos estadísticos de la traza y se comparan con sus respectivos valores críticos. Los valores críticos al 5 por ciento sugeridos por Osterwald-Lenum (1992) son: 20,26184 (para el primer estadístico, que es el de mayor valor) y 9,16456 (para el segundo estadístico).
- (d) En el caso analizado, se dice que las series están en un proceso de convergencia si el primer estadístico de la traza inicialmente está por debajo de su valor crítico (20,26184) y posteriormente toma valores mayores a éste, mostrando una tendencia creciente. Así, las series convergen hacia una relación de largo plazo si inicialmente no se puede rechazar la hipótesis de “cero” vectores de cointegración (versus la alternativa de que existen 2 vectores de cointegración) y luego se rechaza, y simultáneamente no es posible rechazar la segunda hipótesis, existe “al menos 1” vector de cointegración (versus la alternativa de que existen 2 vectores de cointegración).



Figura A4.1



Leyenda: La serie continua corresponde a la evolución del estadístico de la traza para la primera hipótesis, mientras que la serie con "círculos" corresponde a la evolución del estadístico de la traza para la segunda hipótesis. Las líneas horizontales corresponden a los valores críticos (la de mayor valor corresponde a la serie continua (primera hipótesis)).

En la Figura A4.1 se muestran los resultados de la prueba. Como se puede observar, la tasa interbancaria y cada una de las tasas de mercado muestran una "convergencia" hacia una única relación de largo plazo, especialmente las tasas activas y la tasa de depósitos a más de 360 días, pues el primer estadístico de la traza (la curva con mayores valores) presenta una tendencia creciente que cruza su valor crítico después de un tiempo.



A4-2. Análisis de la estacionariedad de los “errores de cointegración” recursivos

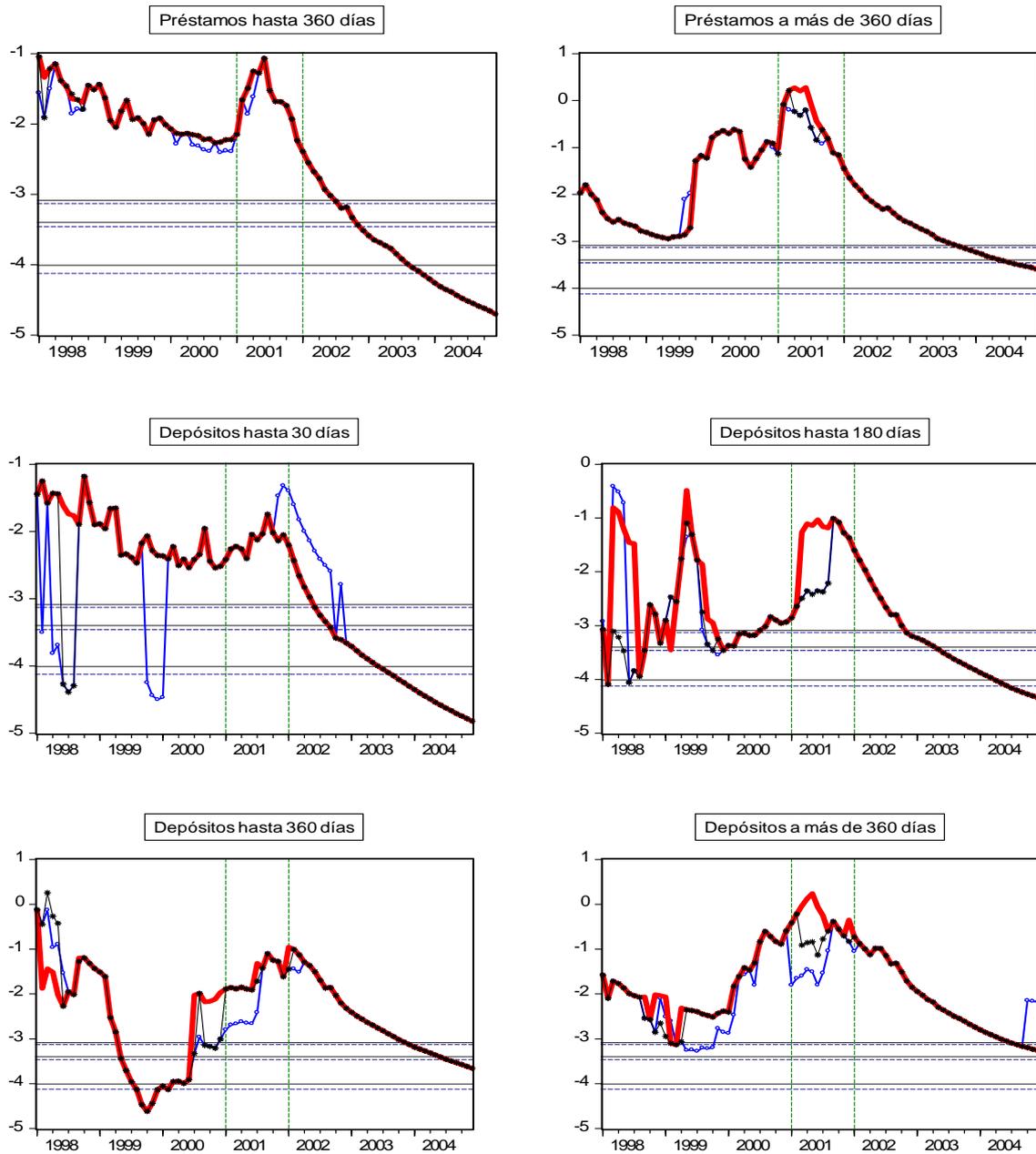
Esta prueba utiliza los errores de cointegración obtenidos de la aplicación recursiva de la metodología Engle y Granger, y se basa en la idea de la prueba anterior. Consta de los siguientes pasos:

- (a) Se estima recursivamente el vector de cointegración entre la tasa de interés interbancaria y cada tasa de interés de mercado, a través de MCO. La muestra inicial de la estimación recursiva va desde abril 1995 hasta enero 1998.
- (b) En cada estimación recursiva, se calculan los residuos de la relación de cointegración (error de cointegración) y evalúa la hipótesis de raíz unitaria sin intercepto a través de la prueba ADF, eligiendo el número de rezagos a través de los criterios de AIC, SC y HQ y utilizando los valores críticos modificados sugeridos por MacKinnon (1991). Los valores críticos para las estimaciones que utilizan muestras que terminan entre enero 1998-agosto 2002 (menos de 100 datos) son: -4,123 (al 1 por ciento), -3,461 (al 5 por ciento) y -3,130 (al 10 por ciento). Para las estimaciones con muestras que terminan en meses posteriores (muestras mayores a 100 observaciones), los valores críticos son -4,008 (al 1 por ciento), -3,398 (al 5 por ciento) y -3,087 (al 10 por ciento).
- (c) Se grafica la evolución de los valores de los estadísticos ADF obtenidos para los diferentes modelos sugeridos por los criterios AIC, SC y HQ, y los valores críticos para evaluar la hipótesis de raíz unitaria.
- (d) Se dice que existe una relación de convergencia hacia una única relación de largo plazo si los errores de cointegración recursivos, inicialmente no estacionarios, muestran una tendencia hacia la estacionariedad al incrementarse el número de observaciones, llegando a ser estacionarios (los estadísticos calculados deberían ser menores a los valores críticos).

A partir de los gráficos de la Figura A4.2, se puede observar que luego del anuncio del corredor de tasas de interés y de la implementación del esquema MEI la relación de largo plazo entre la tasa interbancaria y cada una de las tasas de mercado muestra una “convergencia” hacia una única relación de largo plazo que se hace evidente hacia el final de la muestra, donde estadísticamente se observa que las series cointegran, pues los estadísticos calculados son menores a los valores críticos.



Figura A4.2



Leyenda: La serie con “círculos” corresponde a la evolución del criterio AIC, la serie continua a la evolución del criterio SC y la serie con “estrellas” a la evolución del criterio HQ. Las líneas horizontales discontinuas corresponden a los valores críticos para muestras menores a 100 observaciones, mientras que las líneas continuas corresponden a los valores críticos para más de 100 observaciones.



Anexo 5: Efecto traspaso con tasas de interés de flujos de préstamos: 1995-2004

El análisis del efecto “traspaso” de las tasas de interés de los flujos de préstamos mensuales se realizó utilizando dos sub-muestras: julio 2002-agosto 2003 y julio 2002-agosto 2004. Esta división de la muestra se realizó con el objetivo de capturar el efecto que tuvo sobre el “coeficiente de traspaso” el anuncio oficial del uso de la tasa interbancaria como meta operativa de la política monetaria en el Perú dentro del esquema de metas explícitas de inflación. Los resultados preliminares utilizando tasas de interés activas son los siguientes:

- El efecto traspaso luego del anuncio oficial de la meta operativa de tasa de interés ha disminuido para las tasas de préstamos hasta 90 días; sin embargo, el efecto aumentó para las tasas de mayores plazos (Tabla A5.1).

Tabla A5.1

Traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de interés de préstamos (julio 2002-agosto 2004)

	Menor a 30 días	De 31 a 90 días	De 91 a 180 días	De 181 a 360 días
Largo Plazo	0,90 (0,20)	0,83 (0,21)	1,09 (0,25)	0,70 (0,72)
Corto Plazo				
Velocidad de ajuste tasa de interés	-0,54 (0,09)	-0,58 (0,09)	-0,72 (0,10)	-0,70 (0,10)
Velocidad de ajuste interbancaria	0,00 (0,01)	0,01 (0,01)	0,00 (0,01)	0,00 (0,00)
Rezagos	8	8	8	8
Causalidad en el sentido de Granger				
Interbancaria no causa a tasa	0,45	0,43	0,87	0,27
Tasa no causa a interbancaria	0,77	0,83	0,88	0,60

En todos los casos, solo la velocidad de ajuste de la ecuación de la tasa de interés de préstamos es significativa (ver los desvíos estándar entre paréntesis); además, ninguna de estas tasas de interés causa en el sentido de Granger a la interbancaria. De esta manera, se tiene que la tasa de interés interbancaria es fuertemente exógena. Esto implica que la evolución de la tasa interbancaria permite predecir el comportamiento de las demás tasas activas en moneda nacional (Tabla A5.2).

**Tabla A5.2****Traspaso de la tasa de interés interbancaria a las tasas de interés de préstamos
(julio 2002-agosto 2003)**

	Menor a 30 días	De 31 a 90 días	De 91 a 180 días	De 181 a 360 días
Largo Plazo	1,16 (0,28)	1,01 (0,29)	0,51 (0,42)	0,35 (1,08)
Corto Plazo				
Velocidad de ajuste tasa de interés	-0,55 (0,13)	-0,65 (0,13)	-0,78 (0,15)	-0,81 (0,15)
Velocidad de ajuste interbancaria	0,02 (0,02)	0,02 (0,02)	-0,01 (0,01)	0,00 (0,01)
Rezagos	8	8	8	8
Causalidad en el sentido de Granger				
Interbancaria no causa a tasa	0,18	0,32	0,92	0,38
Tasa no causa a interbancaria	0,64	0,80	0,94	0,72