



Departamento de Economía
Facultad de Ciencias Sociales
Universidad de la República

Documentos de Trabajo

El traspaso de tasas de interés en el sistema bancario uruguayo

Diego Gianelli

Documento No. 04/11
Enero 2011

ISSN 0797-7484

EL TRASPASO DE TASAS DE INTERES EN EL SISTEMA BANCARIO URUGUAYO

Diego Gianelli¹

Abril 2010

RESUMEN

Las tasas de interés bancarias, tanto activas como pasivas, operan directamente sobre los canales de transmisión de la política monetaria. No así la tasa de referencia que desde setiembre de 2007 fija como instrumento el Comité de Política Monetaria en Uruguay. En este sentido, resulta de vital importancia cuantificar en qué dimensión y a qué velocidad se transfieren los impulsos monetarios a las tasas de interés del sistema bancario. A su vez, no deben desconocerse posibles asimetrías y no linealidades en los procesos de traspaso, propias de mercados financieros poco profundos y segmentos poco competitivos dentro del negocio bancario. El presente estudio aborda el desafío de cuantificar el traspaso de largo plazo, así como su dinámica para un conjunto de segmentos. Las principales conclusiones que emergen del mismo dan cuenta de: un traspaso significativo de la tasa de política a las tasas activas y pasivas en moneda local y un muy débil traspaso a las tasas en moneda extranjera; una reducción en el nivel y en la velocidad con que opera el traspaso a partir del uso de agregados monetarios; y una correlación positiva entre los márgenes financieros y el riesgo macroeconómico imperante. Los últimos dos factores, representan un obstáculo al manejo de la política monetaria.

Palabras Clave: Política Monetaria, Canales de Transmisión, Traspaso de tasas, TPM.

Abstract

Banking interest rates are closely related to monetary policy transmission than overnight interest rates. Since overnight interest rates are used as policy instrument since September 2007 by Uruguayan Central Bank, it is important to quantify the extent to which overnight interest rates are transmitted to banking interest rates. This paper quantifies the interest rate pass-through, both in the long and the short run, considering the structural changes observed in the underlying economic structure, and controlling for the fundamentals of financial intermediation margins. I find a significant pass-through from overnight interest rates to banking interest rates denominated in domestic currency but no significant pass-through to those denominated in foreign currency. I also find a notorious reduction in the level and the speed of the pass-through since the adoption of quantitative monetary target, and a positive correlation between financial margins and aggregate macroeconomic risk perception. The apparent reduction in the interest rate pass-through since 2004 represent a challenge for conducting monetary policy under a flexible inflation targeting regime.

Key Words: Monetary Policy, interest rate pass through.

JEL: E44; G12; C01

¹ Este trabajo fue realizado en el marco del convenio de cooperación entre el Banco Central del Uruguay (BCU), el Departamento de Economía (dECON-FCS-UDELAR) y la Asociación Pro-Fundación para las Ciencias Sociales (APFCS), firmado el 14 de abril de 2010.

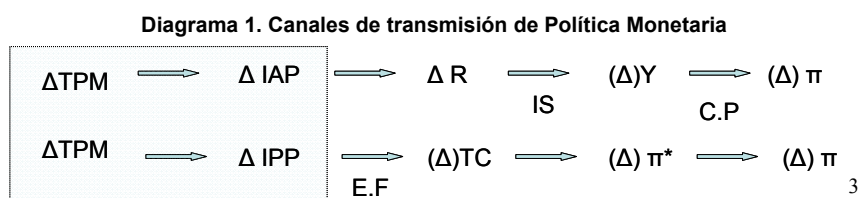
Se agradecen los comentarios de Gerardo Licandro, Jorge Ponce y José Antonio Licandro; sin perjuicio de ello, el contenido expuesto en el siguiente estudio es de exclusiva responsabilidad del autor.

I) MOTIVACIÓN

Desde setiembre de 2007 el Banco Central de Uruguay (BCU) implementó la política monetaria utilizando una tasa interés nominal de corto plazo como instrumento operativo bajo un régimen de metas de inflación flexible. En este esquema el primer eslabón sobre el cual operan los canales de transmisión es el traspaso entre la tasa de referencia hacia las tasas activas y pasivas del sistema bancario. Cuantificar esta relación y comprender el proceso de traspaso será el objetivo central de este estudio.

La relevancia de estimar adecuadamente el traspaso de la tasa referencial al conjunto de tasas del sistema bancario radica en que las relaciones macroeconómicas relevantes para la política monetaria involucran tasas de interés distintas a la Tasa de Política Monetaria (TPM). En particular, la IS relaciona una tasa activa real de mediano o largo plazo en moneda nacional (R) con la brecha de actividad (Y); mientras que la ecuación de Fisher (E.F) opera sobre el tipo de cambio nominal (TC) de corto plazo a través de las tasas nominales pasivas (IPP) a muy corto plazo.

En lo que respecta al canal de la demanda agregada existe una relación entre la respuesta mínima necesaria de la política monetaria a los desalineamientos en las expectativas inflacionarias y el coeficiente de traspaso. En este sentido, Kwapil y Scharler (2006) plantean que bajo un traspaso inferior a uno entre la tasa referencial de política monetaria y las relativas a las decisiones de gasto el “Principio de Taylor” no sería condición suficiente para la estabilidad de precios². En este contexto, los shocks monetarios se traducirían imperfectamente en las tasas activas nominales (IAP) y reales; por lo cual, para afectar la demanda agregada en la dirección adecuada, la TPM debería sobre reaccionar a los desalineamientos en las expectativas inflacionarias.



² El Principio de Taylor sostiene que frente a un aumento dado en las expectativas de inflación, la reacción en la TPM debe ser al menos de igual magnitud para estabilizar las expectativas.

³ Para comprender el rol del traspaso de tasas en un esquema de metas de inflación flexible bajo el uso de tasas de interés como instrumento de política, se recomienda ver Gianelli (2010).

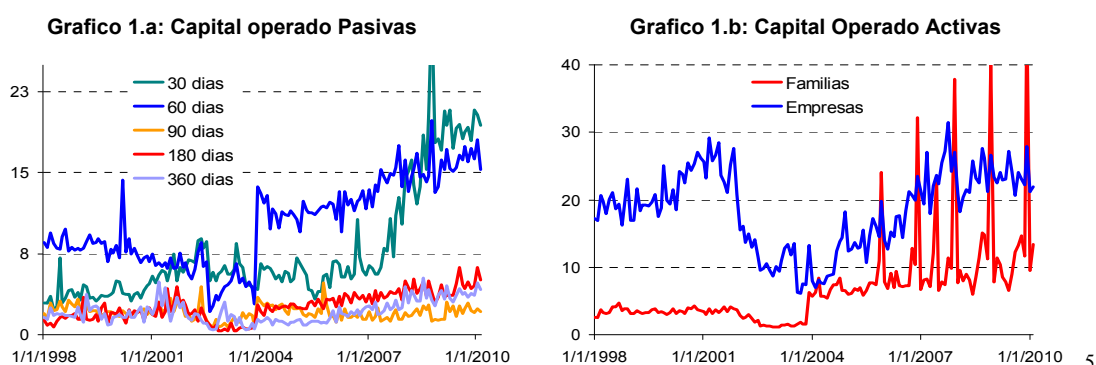
Un estudio comprensivo en la materia deberá abordar: i) el grado de completitud en el traspaso a largo plazo; ii) la velocidad de convergencia al estado estacionario, iii) la dinámica de corto plazo asociada a shocks en la tasa referencial; iv) posibles elementos de asimetría; y v) no linealidades asociadas a cambios estructurales.

II) ANTECEDENTES Y MARCO TEORICO

II.a) LA ESTRUCTURA DEL SISTEMA BANCARIO EN URUGUAY

La participación de los depósitos y créditos en moneda nacional, respecto al total de créditos otorgados ha oscilado entre 10% y 30% entre enero de 1998 y enero de 2010, en un sistema bancario caracterizado por una alta incidencia de la banca oficial (50%) e índices de concentración que sugerirían una escasa competencia⁴.

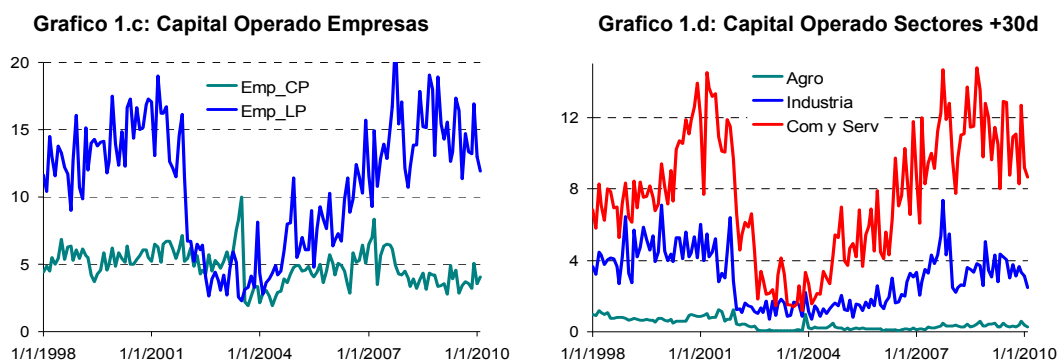
Dentro de las operaciones pasivas en moneda nacional el mercado más profundo es a 60 días. Si bien se observa un incremento importante durante el período analizado en los montos más líquidos, el número de operaciones a 30 días continúa siendo reducido. Buena parte de ese volumen se asocia a una mayor bancarización en el pago de sueldos y se debe al sub-segmento de cuentas corrientes y cajas de ahorro, el cual no es altamente competitivo en precios.



⁴ Los índices de Herfindahl-Hirschman para el mercado de depósitos han estado estables en torno a 0.3 y para créditos en torno 0.2, lo cual implica que el número equivalente de empresas compitiendo a la Cournot es de 3 y 5 respectivamente. En ambos casos el grado de competencia es limitado.

⁵ Las unidades de medida en los montos operados es de cientos de millones de pesos.

El tamaño relativo del crédito total a empresas y familias es similar. No obstante, mientras que la mayor proporción de dichas operaciones se concentran para el caso de familias en sobregiros de cuenta corriente; para el caso de empresas, tanto los montos como el número de operaciones se concentra en plazos mayores a los 30 días. La concentración del crédito a familias en el Banco República hace que dicho segmento no sea muy competitivo.



Desde el punto de vista sectorial, el mercado de crédito en moneda nacional a plazos mayores a 30 días se concentra fuertemente en el subsector comercio y servicios. La industria y especialmente la agropecuaria, en cuanto sectores transables, concentrarían su financiamiento en moneda extranjera, con escasa participación en el crédito en pesos.

De este modo, los mercados relativamente más profundos en moneda nacional serían: dentro del segmento de depósitos, los pactados a 60 y en menor medida a 30 días; por el lado del crédito a empresas a plazos mayores de 30 días sobresale el concedido al sector comercio y servicios. Si bien se realizará un estudio con mayor nivel de apertura, la atención será concentrada especialmente en estos sub-segmentos.

II.b) BREVE CONTEXTUALIZACIÓN TEÓRICA

El traspaso de la tasa de interés de política monetaria a las restantes tasas del sistema puede considerarse un caso particular del traspaso de costos a precios, donde la tasa referencial representaría el costo de oportunidad de captar o colocar fondos. La teoría microeconómica establece que bajo competencia perfecta, con información completa y ausencia de costos de menú u otras rigideces, el traspaso debería ser completo. No obstante, en un contexto de competencia monopolística, donde cada firma operaría como un monopolista con sustitutos cercanos sobre segmentos específicos del mercado existe espacio para que el traspaso sea

distinto de uno. Este dependerá en última instancia de la elasticidad de demanda del respectivo segmento.⁶

A continuación se presentan dos modelos teóricos alternativos bajo los cuales pueden sostenerse traspasos mayores o menores a uno entre la TPM y las tasas bancarias. Modelos con énfasis en el proceso de intermediación pueden verse en Freixas y Rochet (2009).

El modelo propuesto por De Bont (2002) parte del supuesto que existen dos tipos de deudores del sistema bancario, uno libre de riesgo al que se le cobra r_t^1 y otro con una cierta probabilidad de incumplimiento (δ), la cual es conocida por el banco y crece con la tasa de interés r_t^2 . De este modo, la condición de arbitraje financiero implica que:

$$r_t^1 = r_t^2 * (1 - \delta) = \alpha + r_t^{TPM} \quad \text{con} \quad r_t^m = \tau_1 * r_t^1 + \tau_2 * r_t^2 \quad \text{y} \quad \partial(\delta) / \partial r_t^2 \geq 0$$

por lo cual, si: $\partial r_t^1 / \partial r_t^{TPM} = 1$ y $\partial r_t^2 / \partial r_t^{TPM} \geq 1$ entonces: $\partial r_t^m / \partial r_t^{TPM} \geq 1$

A partir de esta representación simple del problema que enfrenta la institución bancaria se obtiene un resultado en donde en promedio los bancos aumentan las tasas activas mas que proporcionalmente a la TPM para compensar el incremento en el riesgo crediticio.

Una propuesta algo más elegante consiste en introducir una probabilidad de incumplimiento (δ) en el modelo de Monte-Klein; en el cual, las instituciones bancarias maximizan la siguiente función de utilidad:

$$U(L, D) = (\delta * i_L(L) - r_t^{TPM}) * L + (r_t^{TPM} (1 - \omega) - i_D(D))D - C(L, D)$$

Donde L es el crédito ofertado; D los depósitos recibidos; i_L e i_D las tasas activas y pasivas respectivamente; ω el encaje sobre depósitos y $C(L, D)$ una función de costos convexa en créditos y depósitos para la industria bancaria. De este modo, maximizando la ecuación previa y reagrupando convenientemente se llega a las siguientes expresiones:

⁶ Otras imperfecciones en el mercado bancario permitirán elaborar hipótesis respecto a asimetrías en el coeficiente de traspaso.

$$i_L = (\varepsilon_L / (\varepsilon_L - 1) \delta) * (r_t^{TPM} + \partial C / \partial L) \quad \text{y} \quad i_D = (\varepsilon_D / (\varepsilon_D + 1)) * ((1 - \omega) * r_t^{TPM} - \partial C / \partial D)$$

En donde: $\varepsilon_L = (i_L * \partial L / \partial i_L) / L$ y $\varepsilon_D = (i_D * \partial D / \partial i_D) / D$ representan las elasticidades de oferta y demanda respectivamente⁷.

La principal implicancia de este modelo es que tanto los márgenes como el traspaso dependen de la estructura competitiva del mercado. Para el caso de competencia perfecta $\varepsilon \rightarrow \infty$ y bajo ausencia de riesgo de incumplimiento y encajes el traspaso tiende a ser unitario en ambos mercados y el margen refleja el costo marginal operativo. A medida que las firmas aumentan su poder monopólico y/o la percepción de riesgo de impago, el traspaso en las tasas activas medido por $(\varepsilon_L / (\varepsilon_L - 1) \delta)$ tiende a ser mayor a la unidad. Para el caso de las tasas pasivas, el traspaso dependerá de tamaño de los encajes efectivos y la propia elasticidad; lo cual, para valores razonables de $(\varepsilon_D / (\varepsilon_D + 1)) * (1 - \omega)$ se asocia a una transmisión incompleta.

Un modelo alternativo surge de implementar un problema de extracción de señales a la Lucas para la internalización del sesgo monetario en el manejo de los márgenes financieros. Este esquema es especialmente apropiado para contextualizar el traspaso en las tasas pasivas. En este modelo se asume que las firmas observan la TPM e intentan a partir de ella extraer una señal del sesgo monetario (m_t), o sea:

$$r_t = \alpha + r_t^{TPM} + v_t \quad \text{con} \quad v_t \rightarrow N(0, \sigma_v) \quad \text{y} \quad r_t^{TPM} = m_t + \varepsilon_t \quad \text{con} \quad \varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma_\varepsilon)$$

De este modo, si el mejor predictor lineal del sesgo monetario es de la forma:

$$P(m_t / r_t) = \beta * r_t^{TPM} \quad \text{y se obtiene tal que:} \quad \text{Min}^\beta E(m_t - \beta * r_t^{TPM})^2$$

la solución estándar implica que: $\beta = (1 + (\sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2)))^{-1} = (1 / (1 + r_{SS})) \leq 1$

con lo cual: $r_t = \alpha + (1 / (1 + r_{SS})) * r_t^{TPM}$ siendo: $r_{SS} = \sigma_\varepsilon^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_\varepsilon^2)$

De este modo, el coeficiente de traspaso depende inversamente del ratio ruido-síñal (r_{SS}); tal que, en ausencia de ruido ($\sigma_\varepsilon = 0$) el traspaso opera completamente, reduciéndose a medida que la señal se diluye ($\sigma_v / \sigma_\varepsilon \rightarrow 0$). Esta interpretación del proceso sería consistente

⁷ La elasticidad de oferta ε_L se asume mayor a uno para garantizar la solución al problema de la firma.

con traspasos completos o parciales, concentrando la atención en la capacidad del Banco Central para transmitir eficazmente el sesgo en su política.

Desde un ángulo estrictamente financiero, las tasas siempre pueden interpretarse como el resultado de un ejercicio de arbitraje en el cual interviene la proyección de las futuras tasas de política $E_{t-1}(rtpm_t)$ en el horizonte de referencia y los ajustes a computar en los

distintos premios financieros $\sum_{K=1}^h \alpha_t^K$, lo cual ex ante está sujeto a incertidumbre. De este

modo:

$$r_t^n = \left[\left(1 + \sum_{K=1}^h \alpha_0^K + rtpm_0 \right) * \prod_{t=1}^n \left[1 + E_{t-1} \left(\sum_{K=1}^h \alpha_t^K + rtpm_t \right) \right] \right]^{1/(n+1)} - 1 \quad (1)$$

Esto significa que la tasa r_t^n en el momento t para el plazo n será aquella que surja de calcular la productoria de tasas a un día durante el plazo considerado ajustadas por un conjunto k de premios distintos a la *duration* (como ser: de contraparte; liquidez; convexidad; etc.).

Por último, la existencia de costos de menú en un contexto de volatilidad en el manejo monetario sería consistente con una dinámica de corto plazo sujeta a inercia, dicho caso sería uno de “tasas pegajosas”.

II.c) LITERATURA PREVIA

Esta temática ha recibido mucha atención a partir de fines de los años 90, período durante el cual numerosas economías transitaron hacia metas de inflación. Un estudio pionero corresponde a Cottarelli y Kourelis (1994) quienes encuentran un rango entre 0.6 y 1.5 para el traspaso de largo plazo en las tasas activas para un grupo amplio de países. Estudios recientes muestran evidencia en cuanto a la dispersión de los resultados, tanto entre economías como por tipo de producto bancario.

Berstein y Fuentes (2003) encuentran para Chile que el traspaso de corto plazo para el promedio del sistema bancario sería de aproximadamente 0.8, siendo de 1.1 el traspaso de largo plazo en las tasas activas. Lahura (2005) encuentra en un estudio para Perú traspasos de largo plazo en el intervalo de 0.55 para tasas pasivas y 1.45 para tasas activas; así mismo, dicho estudio enfatiza el hecho de que el traspaso entre tasas habría crecido significativamente a partir de la incorporación de un corredor de tasas en febrero 2001. Por su parte, Durán y Esquivel (2008) encuentran para Costa Rica en promedio un traspaso de 1.2 para las tasas activas y de 0.75 para las pasivas. Estos autores también encuentran un incremento significativo en el traspaso luego del abandono del régimen de bandas cambiarias. Finalmente, García Arango y Mejía (2008) proponen un modelo de traspaso Markoviano con cambio de régimen para Colombia, en donde la probabilidad de los estados se define en función de la volatilidad del propio proceso, generando como resultado que el traspaso sería mayor en estados más volátiles y menor en los estado más estables. En el presente estudio se intentará incorporar esta característica en modelos tradicionales de series de tiempo.

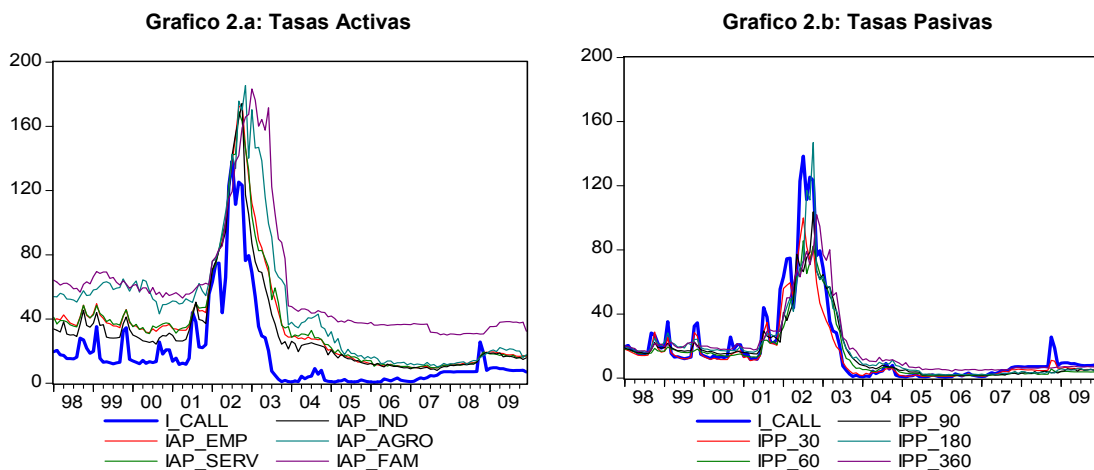
En términos generales, los resultados propuestos por los estudios relevados, mostrarían un traspaso de largo plazo mayor a uno para las tasas activas y uno inferior par las tasas pasivas, junto a un aparente aumento del coeficiente a partir del uso de regimenes monetarios en los cuales la tasa de interés juega un rol más activo. Los resultados a nivel internacional sugieren que el modelo propuesto por De Bont (2002), el cual es consistente con la noción de un acelerador financiero, sería particularmente útil para interpretar la dinámica en para las tasas activas; y el relativo al procedimiento de extracción de señales para la fijación de tasas pasivas. Este, veremos, también es el caso para Uruguay.

III) MODELOS DE SERIES TEMPORALES

Las series a utilizar en el presente estudio son: la tasa activa (iap_) a empresas (_emp) de corto (_c) y largo (_l) plazo; dentro de ella, la relativa al sector agropecuario (_agr); industrial (_ind); y comercio y servicio (_serv). Así mismo, se incluirá la tasa activa a familias promedio (_fam) y un conjunto de tasas pasivas (ipp_); a saber: a 30 días (_30);

60 días ($_60$); 90 días ($_90$); 180 días ($_180$); y 360 días ($_360$)⁸. De este modo, se dará cobertura a un conjunto amplio de tasas promedio del sistema bancario, lo cual permitirá comparar comportamientos por segmento de mercado. La tasa sobre la cual se determinará el traspaso será la call interbancaria a un día (i_call), la cual se asumirá como representativa del sesgo de política monetaria.

Es notoria la presencia de un comportamiento disímil para cada una de las tasas entre los distintos períodos de la muestra, especialmente a partir de fines de 2001 y hasta mediados de 2003 durante el cual el contexto financiero sufrió un stress apreciable. Empero, no es evidente a priori que se haya alterado significativamente la relación entre las tasas. Esta será una hipótesis a explorar.



A continuación se abordará el trabajo empírico para medir la relación entre las tasas bancarias y la tasa call; discutiendo las metodologías disponibles; presentando resultados referenciales para cada una de ellas, señalando limitaciones específicas y proponiendo diversos mecanismos para subsanarlas. Adicionalmente, se compararán los resultados de ejercicios de impulso respuesta simulando shocks de política monetaria. Para complementar la discusión, y en la medida en que dicho segmento ocupa una participación dominante del mercado, se evaluará si existe un traspaso relevante de la tasa call interbancaria a las tasas en moneda extranjera del sistema bancario.

⁸ Para el cálculo de las antedichas tasas medias se pondera cada operación por el capital o monto de la misma, estableciéndose un ponderador diferencial según el plazo, con un ajuste para las operaciones a menos de 30 días.

III.b) ANALISIS ESTADÍSTICO PRELIMINAR

El modelo de series temporales para inferir el coeficiente de traspaso depende de las características del proceso generador implícito en las tasas de interés. En este sentido, la metodología diferirá si estas son $I(0)$ o $I(1)$ y dentro de este segundo caso, si cointegran entre sí o no. No es obvio desde el punto de vista empírico cual es el orden de integración de las series de tasa de interés. De hecho la literatura empírica abarca ambos casos. Si bien el caso más habitual considera procesos no estacionarios, Berstein y Fuentes (2003) trabajan con las series en niveles para el caso de Chile. Bajo procesos no estacionarios es esperable que las tasas de interés cointegren entre si, ya que de lo contrario los mark-up financieros serían procesos no estacionarios. Al respecto, Disyatat y Vongsinsirikul (2003) encuentran una excepción a esta regla en el mercado financiero Tailandés, lo cual los obliga a excluir del modelo de traspaso una relación de largo plazo. Ambos ejemplos corresponden a excepciones a al caso habitual en la literatura de no estacionariedad y cointegración entre las distintas tasas de interés.

En la siguiente tabla se presentan los test de raíces unitarias, los cuales confirmarían la hipótesis de que el conjunto de tasas de interés sería $I(1)$ para el sistema bancario uruguayo en la muestra considerada⁹.

Tabla 1. Test de raíces unitarias

P.Val	Nivel*			Nivel**			Diferencias***		
	P.P.	ADF	IPS	P.P.	ADF	IPS	P.P.	ADF	IPS
I_CALL	0.34	0.34	0.34	0.17	0.18	0.18	0.00	0.00	0.00
IAP_EMP_C	0.46	0.37	0.37	0.33	0.24	0.24	0.00	0.00	0.00
IAP_EMP_L	0.50	0.26	0.26	0.34	0.17	0.17	0.00	0.00	0.00
IAP_FAM	0.50	0.63	0.63	0.34	0.57	0.57	0.00	0.00	0.00
IPP_30	0.46	0.42	0.42	0.27	0.25	0.25	0.00	0.00	0.00
IPP_60	0.48	0.04	0.04	0.32	0.04	0.04	0.00	0.00	0.00
IPP_90	0.46	0.06	0.06	0.31	0.05	0.05	0.00	0.00	0.04
IPP_180	0.25	0.27	0.27	0.22	0.17	0.17	0.00	0.00	0.00
IPP_360	0.51	0.09	0.09	0.34	0.07	0.07	0.00	0.00	0.00

* H1 con constante y tendencia
 ** H1 con constante y sin tendencia
 *** H1 sin contante ni tendencia

Los test de Causalidad de Granger dispuestos en la siguiente tabla permiten establecer que la causalidad entre los movimientos de largo plazo iría de la tasa call interbancaria hacia

⁹ Dados el bajo poder y la distorsión de tamaño presente en los test ADF y PP en muestra pequeña y con alta presencia de atípicos, se validó la hipótesis respecto al orden de integración corriendo el test de Ng. Perron.

las restantes tasas del sistema¹⁰. Este resultado es importante por cuanto la muestra no se restringe al caso de política monetaria activa. En el corto plazo, ambas tasas parecieran causarse recíprocamente.

Tabla 2. Test de Causalidad de Granger

Variables	NIVELES (L=1)		DIFERENCIAS (L=3)	
	F-Statistic	P.val	F-Statistic	P.val
IAP_EMP_C does not Granger Cause I_CALL	0.00	0.97	3.98	0.01
I_CALL does not Granger Cause IAP_EMP_C	50.93	0.00	12.67	0.00
IAP_EMP_L does not Granger Cause I_CALL	0.25	0.62	2.84	0.04
I_CALL does not Granger Cause IAP_EMP_L	26.57	0.00	6.07	0.00
IAP_FAM does not Granger Cause I_CALL	1.97	0.16	2.39	0.07
I_CALL does not Granger Cause IAP_FAM	78.62	0.00	3.29	0.02
IPP_30 does not Granger Cause I_CALL	39.16	0.00	12.15	0.00
I_CALL does not Granger Cause IPP_30	6.09	0.01	12.09	0.00
IPP_60 does not Granger Cause I_CALL	1.21	0.27	9.93	0.00
I_CALL does not Granger Cause IPP_60	25.71	0.00	12.24	0.00
IPP_90 does not Granger Cause I_CALL	3.14	0.08	7.59	0.00
I_CALL does not Granger Cause IPP_90	22.69	0.00	15.41	0.00
IPP_180 does not Granger Cause I_CALL	0.33	0.57	3.19	0.03
I_CALL does not Granger Cause IPP_180	60.95	0.00	31.30	0.00
IPP_360 does not Granger Cause I_CALL	1.45	0.23	3.75	0.01
I_CALL does not Granger Cause IPP_360	96.35	0.00	11.07	0.00

En lo que refiere a las relaciones de largo plazo, tanto por el método de Máximo Valor Propio, como por el de la Traza, todas las tasas consideradas exhibirían una relación de cointegración con la tasa call interbancaria. Este resultado se corresponde con el presentado por CINVE (2010).

Tabla 3. Test de Cointegración de Johansen

	iap_emp_c	iap_emp_l	iap_ind	iap_agro	iap_serv	iap_fam	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360
Trace Statistic (Prob)											
None	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.02	0.00
At most 1	0.11	0.12	0.07	0.31	0.14	0.09	0.61	0.61	0.04	0.60	0.71
Max-Eigen Statistic (Prob)											
None	0.00	0.00	0.00	0.09	0.00	0.03	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00
At most 1	0.11	0.12	0.07	0.31	0.14	0.09	0.61	0.61	0.04	0.60	0.71

*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
 ** 12 rez (act); 8 rez (pas) - Constante y Sin Tendencia

Las dos únicas tasas que presentarían algún tipo de dificultad para identificar un vector de cointegración serían la tasas para créditos agropecuarios y la a familias. La tasa a créditos agropecuarios muestra durante el período considerado una reducción significativa de los márgenes a partir de niveles muy altos y ocupan un espacio marginal dentro del volumen total de créditos. Esta última característica también es extensiva al crédito a Familias.

¹⁰ En este punto corresponde adelantar que las tasas bajo análisis resultarán cointegradas con la Call interbancaria. Este hecho nos permite correr la regresión de base en el test de causalidad de Granger sin correr el riesgo de enfrentar una regresión espúrea.

III.c) MODELOS REFERENCIALES¹¹

En este apartado se discutirán los resultados de comparar la estimación del coeficiente de traspaso β por tres métodos alternativos, de los cuales dos asumen cointegración entre los procesos y uno válido incluso bajo ausencia de cointegración. Este bloque de resultados resulta el marco de análisis referencial sobre el cual se evaluarán distintas relaciones.

El primer bloque de filas en la Tabla 4 presenta los resultados del modelo Uniecuacional entre la tasa bancaria de referencia R_t contra la tasa de política monetaria r_t (la call interbancaria), un conjunto de variables de control $I(0)$ Z_t , entre las que destacan: cambios en la tasa libor y el riesgo país, y D dummies de intervención y/o estacionales, que permiten controlar, entre otros, por cambios regulatorios¹². En esta especificación se estima simultáneamente la relación de corto y largo plazo computándose el coeficiente de corrección de error α , el traspaso de largo plazo β y corto plazo λ_1 .

$$d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \beta * r_{t-1}) + \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t \quad (8)$$

La virtud de la especificación previa radica en el control que opera sobre la relación de largo plazo por la vía de la especificación de la dinámica. La principal dificultad en la estimación es la no linealidad de los parámetros, lo cual hace recomendable operar sobre una forma reducida linealizada, distorsionando los test de significatividad. Por ello, las H_0 sobre el traspaso se evalúan con test F y no T.

El segundo bloque de filas reporta el coeficiente de traspaso de largo plazo β y el mark-up θ de equilibrio en la ecuación de largo plazo estimada a la Engle y Granger en niveles.

$$R_t = \theta + \beta * r_t + v_t \quad \text{con:} \quad v_t \text{ I}(0) \quad (6)$$

El bloque final de la Tabla 4 cuenta con una sola fila en la cual se computa el coeficiente de largo plazo implícito en la ecuación de diferencias.

¹¹ Por mayor detalle de los métodos empleados, ver Anexo Metodológico.

¹² Para la estimación del modelo se incorporaron cambios relevantes en la estructura impositiva. Una limitación fue el no incorporar la estructura de encajes por plazo como variable de control. Esto obedeció a que el registro estadístico completo al que se accedió data de diciembre de 2001.

$$d(R_t) = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t \quad (4)$$

$$\beta_{LP} = \sum_{n=0}^m \lambda_n / (1 - \sum_{n=1}^m \psi_n) \quad (5)$$

Para el primer y tercer bloque se consideró dentro del vector de variables exógenas Z_t la variación contemporánea de la tasa Libor en dólares a 90 días y la variación del riesgo país medida por el UBI. Ambas variables permiten controlar en la dinámica de corto plazo por factores ajenos a variaciones en las condiciones monetarias.

En las filas debajo de los coeficientes de traspaso de largo plazo, se computan los *p-values* de test T y F de Wold para la hipótesis nula de $\beta=0$ y $\beta=1$. La fila “mes prom” en el primer bloque representa el número de meses que se tarda en realizar el 50% del ajuste completo. Para dicho propósito se aplica la fórmula $(\lambda-\beta)/(\beta*\alpha)$ sugerida por Hendry (1996). En la última fila de la tabla se computa el promedio simple de los β para los tres modelos.

Tabla 4. Estimaciones de referencia												
		Empresas Plazo		Familias	Empresas Sectorial			Pasivas por plazo				
		iap_emp_c	iap_emp_l	iap_fam	iap_ind	iap_agro	iap_serv	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360
UNIECUACIONAL	Coer (α)	-0.23	-0.20	-0.17	-0.30	-0.20	-0.19	-0.38	-0.27	-0.29	-0.56	-0.26
	$p(T)$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	PS_LP (β)	1.36	1.23	1.81	1.19	1.82	1.32	0.68	0.72	0.73	0.87	0.79
	$F-H0=0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	$F-H0=1$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	PS_CP (λ)	0.41	0.43	0.17	0.50	0.20	0.38	0.49	0.21	0.23	0.35	-0.03
	$p(T)$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.44
	R2aj	0.67	0.67	0.50	0.66	0.57	0.57	0.71	0.58	0.34	0.49	0.40
Mes_pom	5.55	5.07	17.82	2.70	14.89	6.48	0.34	1.35	1.25	0.82	2.56	
E&G	Mark_up (θ)	0.14	0.14	0.42	0.12	0.26	0.16	0.02	0.03	0.04	0.04	0.07
	$p(T)$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	PS_LP (β)	1.17	1.09	0.93	1.10	1.17	1.11	0.71	0.64	0.65	0.77	0.66
	$T-H0=0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	$T-H0=1$	0.00	0.01	0.36	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	R2aj	0.86	0.88	0.48	0.91	0.64	0.84	0.96	0.86	0.83	0.84	0.74
DIF	PS_LP (β)	1.12	1.01	1.33	1.04	1.03	1.02	0.54	0.49	0.50	0.79	0.56
	$F-H0=0$	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	$F-H0=1$	0.03	0.83	0.24	0.54	0.83	0.76	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	R2aj	0.72	0.71	0.28	0.70	0.51	0.62	0.73	0.65	0.47	0.51	0.60
	PT_LP (prom)	1.22	1.11	1.36	1.11	1.34	1.15	0.64	0.62	0.63	0.81	0.67

*En Bold Parametros de interes
** Rojo no significativos al 5%

Sobresale, la similitud de los coeficientes estimados por los tres métodos, máxime dadas las diferencias metodológicas entre ellos. El traspaso de la tasa referencial sería superior para las tasas activas, siendo para estas significativamente mayor a uno, y menor a uno respectivamente para las tasas pasivas. El informe sobre Transmisión de Política Monetaria

a Nivel Agregado de Cinve (2010) encuentra valores muy similares¹³; en particular, el traspaso de largo plazo para las tasas activas a empresas promedio es 1.25 con una velocidad de ajuste de 22% y de 0.8 con una velocidad de ajuste de 0.13 para las tasas pasivas. La principal diferencia con dicho estudio parecería ser la velocidad de ajuste relativa entre las tasas pasivas y activas.

Estos resultados se condicen con los encontrados en estudios previos para otras economías. En particular, Lahura (2005) encuentra para Perú un traspaso para las tasas activas largas de 1,45 y entre 0.5 y 0.7 para las tasas pasivas según plazo; Durán y Ezquível encuentran para Costa Rica un traspaso de 1.19 para las tasas activas y 0.75 para las pasivas. Sin embargo, si se considera el número de meses que en promedio se tarda en procesar el 50% del ajuste, medida que considera simultáneamente factores de corto y largo plazo, existe una mayor respuesta en las tasas pasivas y en el segmento a industrias dentro de las tasas activas. Este resultado coincide con el reportado por Durán y Ezquível (2008) para Costa Rica y Winker (1999) para Alemania, en donde la velocidad de ajuste en las tasas pasivas también supera a la de activas. Al igual que Manzano y Galmes el traspaso diferencial por tipo de cliente esta asociado a la profundidad del sub-mercado.

La relación entre competencia y traspaso coincide lo sugerido encontrado por Mojon (2002), Cottarelli et al. (1995), Berstein y Fuentes (2003) y otros. Para el caso Uruguayo los segmentos menos competitivos, en particular el crédito agropecuario y a familias (donde el BROU es un claro dominante), son los que muestran transiciones más largas, medidas como el número de meses para realizar cierto porcentaje de ajuste. En ellos el traspaso sería menos potente. En general la literatura reconoce que la flexibilidad en el ajuste de tasas se relaciona inversamente con la falta de competencia bancaria.

III.d) POSIBLES LIMITACIONES

Si bien los resultados previos son robustos y se encuentran en línea con los presentados para otras economías, existen algunas omisiones en la especificación de los modelos, cuya incorporación permitiría acceder a estimadores más eficientes para β , e incluso, podrían

¹³ El método empleado en el informe de Cinve (2010) es VECM muy similar en construcción al modelo uniecuacional propuesto. La principal diferencia es el supuesto de exogeneidad que aquí se realiza respecto a la Tasa Call.

sugerir algún tipo de sesgo. El análisis cuantitativo y cualitativo que se detalla a continuación pretende ser el verdadero aporte de este estudio.

i) VARIANZA CONDICIONAL AUTORREGRESIVA

Los modelos financieros suelen mostrar inercia en la varianza, lo cual invalida el supuesto de homocedasticidad. Bajo este tipo de perturbaciones la estimación por mínimos cuadrados, si bien continúa siendo consistente, pierde eficiencia. En este contexto, podría un estimador de máxima verosimilitud siguiente tipo resultaría mas eficiente:

$$R_t = \theta + \beta * r_t + e_t \tag{7}$$

$$\sigma_t^2 = \sum_i \rho_i * e_{t-i-1}^2 + \sum_j \rho_j * \sigma_{t-j}^2 \tag{8}$$

En donde la segunda ecuación refiere a la especificación para la varianza condicional σ_t^2 , la cual depende de sus propios rezagos y de los del error del modelo en media. Esta especificación, denominada GARCH, fue introducida por Bollerslev (1986).

Para validar esta especificación se realizó un test ARCH para cada una de las relaciones previamente estimadas. El test F al que hace referencia la Tabla 5 proviene de la hipótesis conjunta respecto a la significancia del cuadrado de los residuos rezagados como variable explicativa de los propios errores cuadráticos. De este modo, se testea la autocorrelación serial del estimador asintótico de la varianza.

Tabla 5. ARCH Test (1 lag)											
	Empresas Plazo		Familias	Empresas Sectorial			Pasivas por plazo				
	iap_emp_c	iap_emp_l	iap_fam	iap_ind	iap_agro	iap_serv	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360
<i>F</i>	46.87	13.16	470.93	51.03	124.64	69.48	126.56	22.59	51.59	13.88	68.98
<i>Pval</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	67.10	0.00	0.00	0.00
<i>N*R2</i>	35.67	22.59	110.05	38.00	67.10	47.21	67.64	0.00	38.30	12.81	46.97
<i>Pval</i>	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Para el caso de estudio, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación serial; por lo cual, los modelos presentarían varianzas condicionales autorregresivas. En lo sucesivo, los modelos empleados considerarán heterocedasticidad condicional.

ii) SESGO POR VARIABLES OMITIDAS

El sesgo por variables omitidas es un problema habitual en la inferencia econométrica. En términos generales, la omisión de una variable correlacionada con alguna de las variables explicativas genera un sesgo en el coeficiente de la segunda directamente proporcional a la correlación entre ambas.

Para el caso de interés, la correlación entre una medida agregada de riesgo (UBI), con el residuo de la regresión y, simultáneamente, con la propia variable explicativa induciría un sesgo en el coeficiente de traspaso. En términos formales:

Dado: $V_t = R_{t-1} - \theta - \beta^* r_{t-1}$ residuo de la relación de largo plazo
 si $Corr(V_t, UBI_t) \geq 0$ y $Corr(r_t, UBI_t) \geq 0$ entonces: $\beta \geq \beta^*$

La ausencia de esta variable (y otras que pudieran operar en este sentido) en el modelo es consistente con una sobre estimación del traspaso en las tasas activas y sub estimación en las pasivas. Esto por cuanto el residuo de la relación de largo plazo para las tasas pasivas mostraría una correlación negativa con la medida de riesgo sistémico. Si bien, como veremos, incorporar esta variable de control permite amortiguar dicho resultado, no evita que el traspaso promedio de las tasas activas se sitúe por sobre el valor unitario y el traspaso de tasas pasivas por debajo¹⁴.

Grafico 5.a: Spreads vs Riesgo Pais

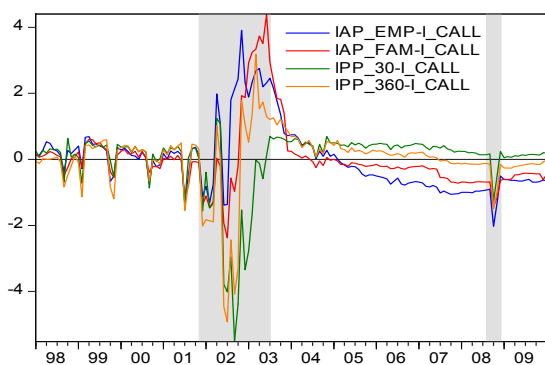
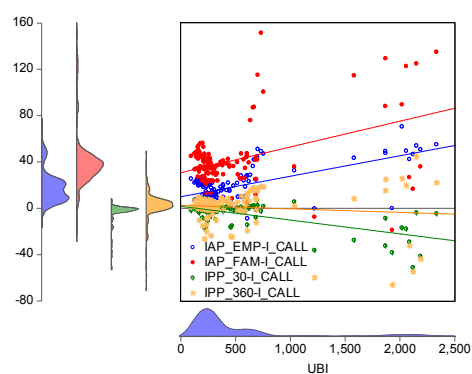


Grafico 5.b: Boxplot Spreads vs Riesgo



¹⁴ Esto podría sugerir la ausencia de otras variables que operen en igual dirección; o bien, que efectivamente exista un acelerador financiero a nivel de las tasas activas y un traspaso incompleto en las pasivas.

Una vez identificada esta variable omitida, se procede a validar su inclusión como variable de control en la relación de largo plazo. Para ello se presenta un cuadro similar al previamente presentado en la Tabla N 3 donde se computan los estadísticos de máximo valor propio y Traza para el nuevo set de variables (R, r, UBI).

Tabla 6. Test de Cointegración de Johansen

	iap_emp_c	iap_emp_l	iap_ind	iap_agro	iap_serv	iap_fam	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360
Trace Statistic (Prob)											
None	0.04	0.00	0.01	0.03	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00
At most 1	0.39	0.74	0.83	0.45	0.72	0.39	0.08	0.22	0.24	0.26	0.27
At most 2	0.27	0.52	0.69	0.65	0.59	0.52	0.11	0.30	0.51	0.60	0.16
Max-Eigen Statistic (Prob)											
None	0.04	0.00	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00
At most 1	0.59	0.83	0.84	0.39	0.76	0.40	0.23	0.32	0.23	0.21	0.57
At most 2	0.27	0.52	0.69	0.65	0.59	0.52	0.11	0.30	0.51	0.60	0.16

*MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values
** 12 rez (act); 8 rez (pas) - Constante y Sin Tendencia

El numero de relaciones de cointegración continua siendo una para todas las tasas consideradas. Nótese empero como mejoran los estadísticos de traza y max-vp, especialmente para el caso de las tasas agropecuarias y a familias respecto al caso en que no se controlaba por el nivel de riesgo agregado en la relación de largo plazo.

El modelo propuesto para controlar por el impacto del riesgo agregado sobre los márgenes considera una relación de largo plazo del tipo:

$$R_t = \theta + \beta * r_t + \eta * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t) + e_t \quad (9)$$

Donde $(UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)$ permite ajustar por factores cíclicos en el mark up. A partir de dicha especificación, puede obtenerse la siguiente forma reducida estimable para la relación de largo plazo, en donde, el coeficiente de mark-up θ sería variable en el ciclo, mientras el de traspaso β sería fijo e insesgado.

$$R_t = \theta / (1 - \eta * (UBI_t - UBI^{eq})) + \beta * r_t \quad (10)$$

¹⁵ Una importante limitante práctica a la hora de especificar este modelo es el nivel de riesgo de largo plazo. Para estos efectos se consideró el promedio histórico en la muestra. Los resultados no difieren de aplicarse la diferencia respecto de un filtro HP con $\lambda=14400$.

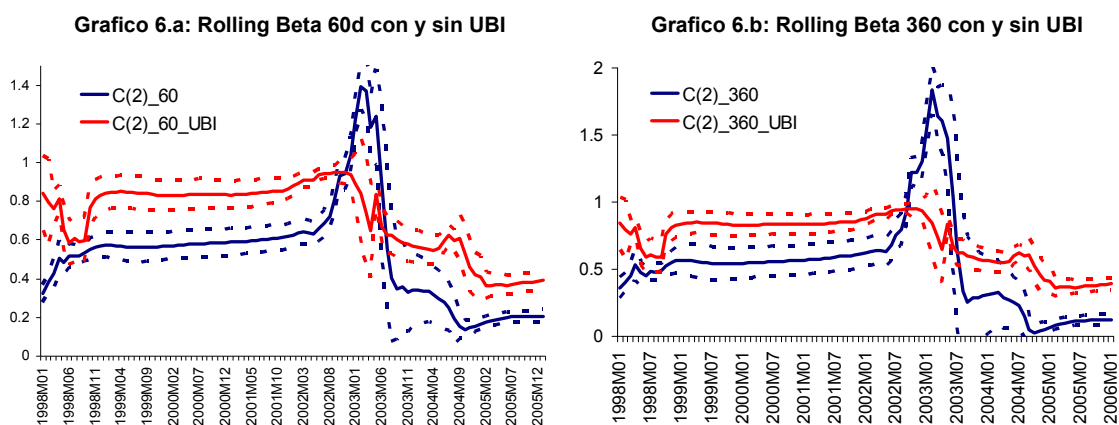
La estimación del siguiente modelo que controla a su vez por factores de corto plazo da lugar a la Tabla 7, en la cual se aprecia una menor volatilidad en la estimación puntual de los coeficientes (Std) y, a su vez, una menor volatilidad entre estimaciones para distintos segmentos financieros (Desv.St).

$$d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \beta r_{t-1} - \eta * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)) + \mathfrak{R}cp \quad (11)$$

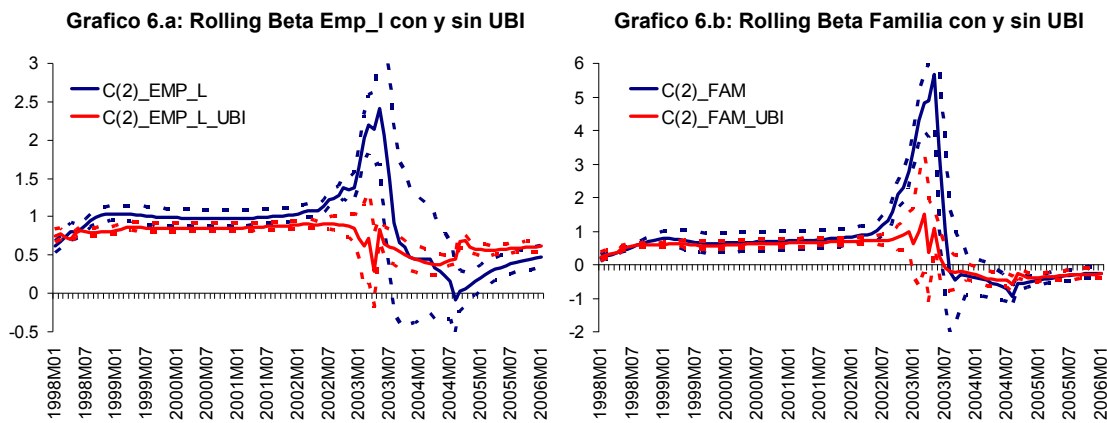
$$\mathfrak{R}cp = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t \quad (12)$$

Tabla 7. Comparación de traspaso de Largo Plazo con y sin Control por Riesgo												
	Empresas Plazo		Familias	Empresas Sectorial			Pasivas por plazo					Desv.St
	iap_emp_c	iap_emp_l	iap_fam	iap_ind	iap_agro	iap_serv	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360	
(β)	1.17	1.09	0.93	1.17	1.11	1.10	0.71	0.64	0.65	0.77	0.66	0.23
Std	0.08	0.06	0.11	0.11	0.07	0.06	0.03	0.03	0.05	0.08	0.06	
(β)_UBI	0.96	0.91	0.67	0.91	0.91	0.92	0.83	0.74	0.79	0.86	0.81	0.09
Std	0.03	0.00	0.03	0.05	0.03	0.03	0.04	0.06	0.06	0.05	0.05	

Los siguientes gráficos corresponden al coeficiente de traspaso producto de regresiones móviles del modelo de largo plazo presentado previamente (en azul) y controlando por el sesgo proveniente de la ausencia de la variable UBI (en rojo). Si bien para el ejercicio se consideraron ventanas móviles de 60 meses, el mismo es robusto al rango de la muestra empleado¹⁶. Observar la evolución en el tiempo de ambas mediciones permite analizar simultáneamente la estabilidad del parámetro de interés y la pertinencia de la variable de control (UBI-UBI^{eq}) en el modelo.



¹⁶ Para el cálculo de las regresiones móviles se construyó un programa que realiza la regresión base con una muestra de tamaño N para el período comprendido entre t+N y T-N. Cada regresión adelanta la muestra en una observación, perdiendo la primera de la regresión previa. De este modo se cuenta con T-t-2N eventos para el coeficiente de interés.



En primer lugar, que la inclusión de alguna medida de riesgo financiero actuando sobre los márgenes de intermediación resulta estabilizadora del coeficiente de traspaso, por cuanto recoge la inestabilidad estructural asignada a los márgenes. Si bien no se presentan los respectivos gráficos, esta opción también estabiliza el coeficiente asociado a los márgenes. En segundo lugar, incorporar el UBI en la estimación es consistente con un traspaso más cercano a uno, tanto para las tasas activas como pasivas.

Estos resultados podrían indicar que las aparentes diferencias de traspaso obedecen a una capacidad diferencial para trasladar el riesgo financiero agregado a los márgenes por segmento de mercado.

Una segunda alternativa para la especificación considerando factores de riesgo en la determinación del traspaso consiste en un GARCH-M. Esta opción implica incorporar como variable explicativa en la ecuación de media una función de la varianza condicional estimada. El fundamento económico de este tipo de especificación proviene de suponer que el traspaso depende de la calidad con que los agentes perciben el sesgo monetario en el nivel de la tasa. Mayor volatilidad dificultaría el proceso de extracción de señales implícito incorporando un premio adicional por riesgo financiero.

$$R_t = \theta + \beta * r + \eta * \phi(\sigma_t) + e_t \quad (13)$$

$$\sigma_t^2 = \sum_i \rho_i * e_i^2 + \sum_j \rho_j * \sigma_{t-j}^2 \quad (8')$$

En la medida en que los shocks sobre la volatilidad en las relaciones de traspaso de largo plazo (Garch_) han coincidido con los desbordes en el premio por riesgo (UBI), ambos

modelos tienden a mostrar resultados similares. El Gráfico N 7 y la Tabla N 8 dan soporte empírico a esta afirmación.

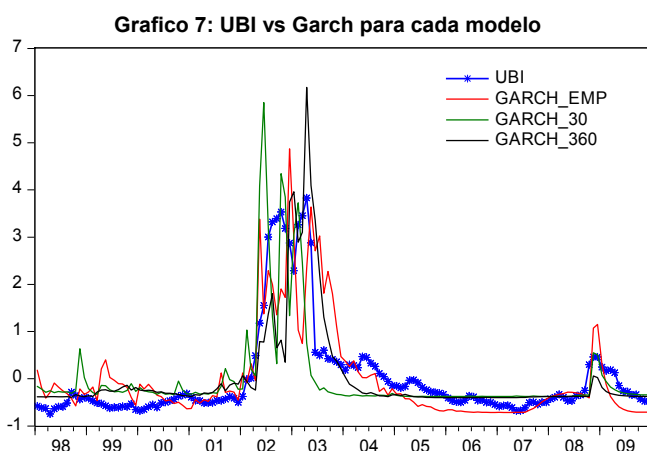


Tabla 8. Correlaciones Varianza/Riesgo

P.Val	UBI	GARCH_EMP	GARCH_30
UBI	1.0 -----		
GARCH_EMP	0.76 0.00	1.00 -----	
GARCH_30	0.72 0.00	0.58 0.00	1.00 -----

Ambos casos -incorporar una medida de riesgo o la varianza condicional en la ecuación de traspaso- muestran fuerte similitud al presentado por García Arango y Mejía (2008). Ellos utilizan un modelo Markoviano, el cual reconoce que los coeficientes de traspaso pueden cambiar de régimen, estableciendo el mismo en función de la volatilidad del proceso. Estos autores encuentran que en el estado de tasas volátiles el traspaso es mayor, lo cual es consistente con el supuesto de identificación sugerido en este estudio.

En síntesis, no controlar por factores que afecten los márgenes, especialmente los vinculados a shocks en los premios por riesgo, puede incidir en la estimación del coeficiente de traspaso en términos de eficiencia y sesgo.

iii) NO LINEALIDAD O CAMBIO DE REGIMEN

El principal factor de no linealidad en los modelos de traspaso de tasas corresponde a cambios en el quantum del traspaso de largo plazo y en la velocidad de ajuste en distintos períodos de tiempo. Debe añadirse que con frecuencia se observan también efectos persistentes en los spreads financieros, los cuales, de no ser identificados adecuadamente, pueden sesgar el coeficiente de traspaso como ya se viera.

Como evidencia preliminar el siguiente cuadro compara las correlaciones entre las distintas tasas y la call interbancaria en distintas sub-muestras. La división en períodos considera la muestra completa; el período previo a la crisis financiera de 2002; el período de la crisis

2001/12 a 2003/06; el periodo posterior a la misma; y el período 2007/09 a la fecha durante el cual se empleó la tasa de interés como instrumento de política monetaria.

Tabla 9. Correlación con Tasa Call (Niveles)

	Activas por plazo y agente			Pasivas por plazo				
	iap_emp_c	iap_emp_l	iap_fam	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360
1998-2009	0.93	0.94	0.70	0.98	0.93	0.91	0.92	0.86
	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
1998-2002	0.79	0.79	0.09	0.94	0.78	0.73	0.75	0.55
	0.00	0.00	0.56	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2002-2004	0.90	0.93	0.28	0.97	0.90	0.86	0.86	0.73
	0.00	0.00	0.19	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2004-2009	0.30	0.10	-0.41	0.95	0.46	0.22	0.12	0.07
	0.01	0.41	0.01	0.00	0.00	0.06	0.32	0.56
2007-2009*	0.51	0.52	-0.03	0.96	0.75	0.12	0.01	0.20
	0.00	0.00	0.89	0.00	0.00	0.54	0.97	0.30

* Rojo no significativos al 5%

** A contar del uso de tasas de interés como instrumento

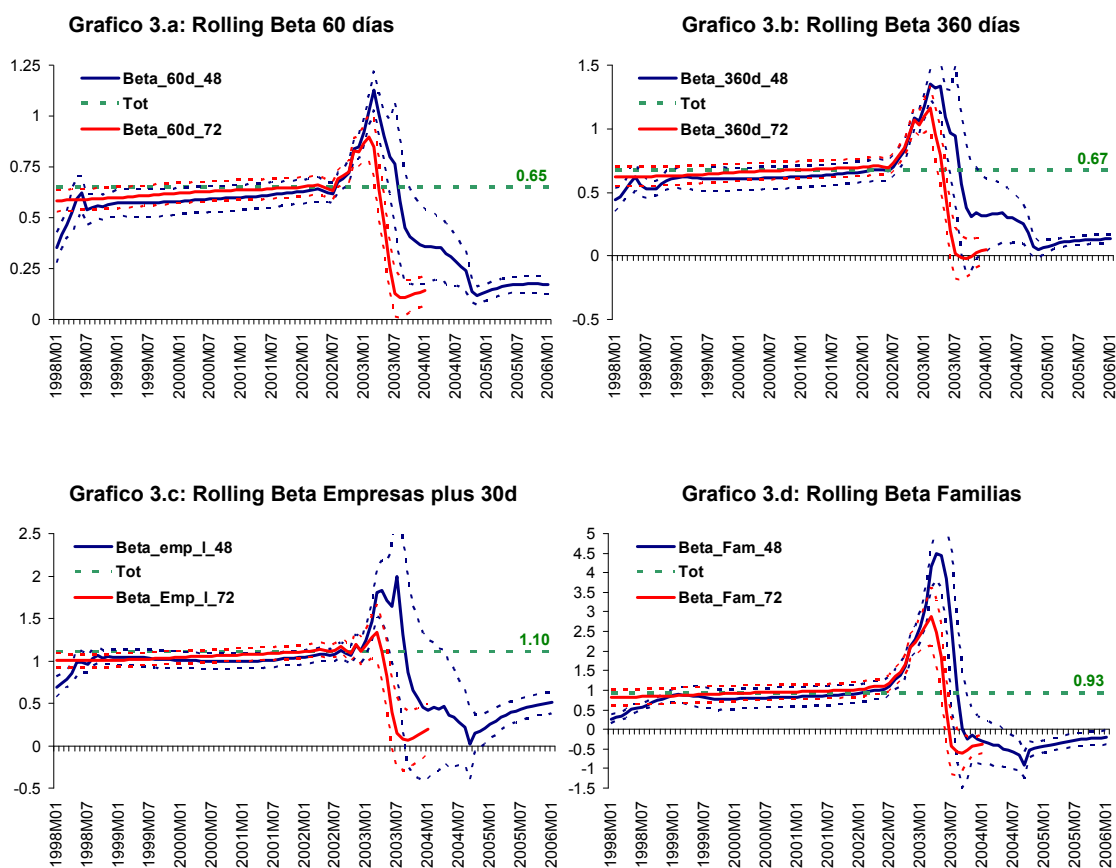
17

En términos generales, las mayores correlaciones se observan al considerar el período completo. Al interior de los sub-períodos considerados, las correlaciones simples mas altas se observan durante el período de crisis y las menores durante el período de manejo monetario activo (2004-2009). No debiera sorprender el hecho de que la tasa menos afectada en cuanto al cambio de la correlación por período muestral sea la tasa pasiva ya que es la de menor *duration*. Esto se condice con la teoría de expectativas para la estructura temporal, según la cual, las tasas a distintos plazos se descomponen en la sumatoria ponderada de las tasas *forward* de corto plazo¹⁸.

Los siguientes gráficos muestran el coeficiente de traspaso medido a través de regresiones móviles del parámetro de traspaso en la relación de largo plazo. En ellos, se comparan junto a sus intervalos de confianza dos medidas que difieren en la amplitud de las ventanas consideradas. Las mismas son de 4 años (azul) y 6 años (rojo). La línea punteada verde coincide corresponde a la estimación para la muestra en su conjunto, la cual coincide con los valores en el segundo bloque de la Tabla N 4 y el primero de la Tabla N 7.

¹⁷ Existe una correspondencia entre la correlación en niveles y el coeficiente de traspaso, lo cual presupone que las tasas consideradas cointegran.

¹⁸ De este modo, a menor *duration* mayor el peso que ejerce la tasa a un día en su cómputo. Esto puede apreciarse en los gráficos de regresiones móviles comparando entre las tasas pasivas. La volatilidad de las estimaciones Rolling del coeficiente depende inversamente de la *duration* del instrumento.



Los resultados de las regresiones móviles apoyan con firmeza el caso de una reducción en el traspaso de largo plazo a partir de finalizado el episodio de stress financiero. Nótese como la caída en el coeficiente β comienza a registrarse para muestras cuyo intervalo se inicia en la segunda mitad del 2003, período durante el cual se comenzaron a manejar los agregados monetarios como instrumento operativo.

La Tabla N 10 presenta los resultados para la estimación de la siguiente ecuación.

$$d(R_t) = \sum_I \alpha^I * (R_{t-1} - \theta^I - \beta^I r_{t-1} - \eta^I * (UBI_t - UBI^{eq})) * (R_t - r_t) + \mathcal{R}_{cp} \quad (14)$$

I=(1998-2002); (2002-2004);(2004,2009)¹⁹

¹⁹ En este apartado, el modelo se especifica de modo tal de permitir que las relaciones de largo plazo se ajusten a tres episodios: uno previo a la crisis financiera de 2002; otro para el período de alta volatilidad; y el restante para el contexto de flotación posterior a la normalización en las condiciones financieras con inicio en enero de 2004.

Tabla 10. Estimaciones con quiebres en la relación de largo plazo

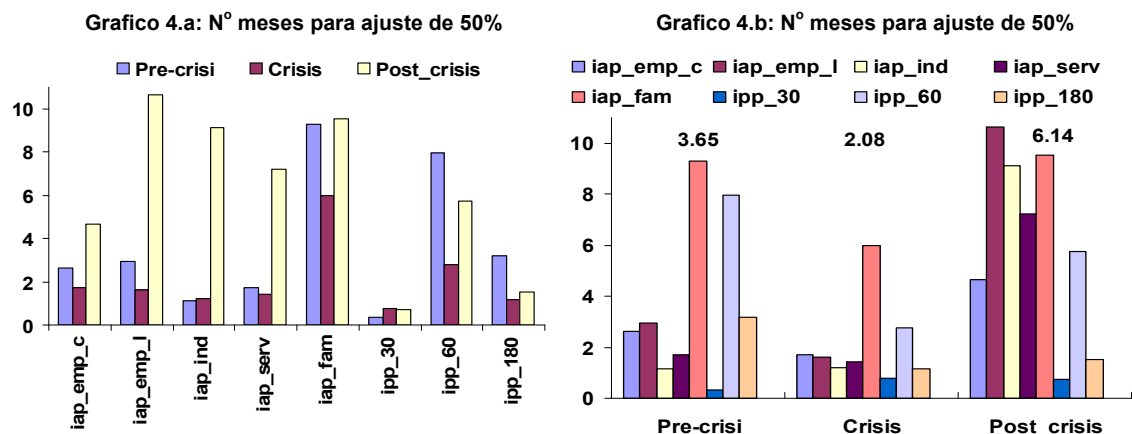
	Empresas Plazo		Familias	Empresas Sectorial			Pasivas por plazo				
	iap_emp_c	iap_emp_l	iap_fam	iap_ind	iap_agro	iap_serv	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360
C_1998	0.21	0.16	0.34	0.07	0.24	0.13	0.03	0.00	0.00	0.01	0.17
p(F)	0.09	0.11	0.53	0.93	0.00	0.00	0.00	0.89	0.88	0.72	0.00
Coer_1998	-0.24	-0.26	-0.10	-0.07	-0.42	-0.58	-1.08	-0.10	-0.14	-0.22	-0.65
p(Z)	0.02	0.01	0.25	0.45	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
PS_1998	0.88	1.05	1.33	2.74	0.76	0.91	0.70	0.85	0.90	0.94	0.18
p(F)	0.00	0.00	0.29	0.47	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
C_Crisis	0.22	0.24	-0.16	0.20	0.32	0.21	0.04	0.02	0.04	0.09	0.09
p(F)	0.00	0.00	0.22	0.11	0.00	0.00	0.00	0.23	0.01	0.00	0.00
Coer_Crisis	-0.42	-0.46	-0.16	-0.27	-0.56	-0.58	-0.45	-0.29	-0.38	-0.55	-0.29
p(Z)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
PS_Crisis	1.16	1.02	2.63	1.42	1.02	1.04	0.67	0.77	0.75	0.75	0.83
p(F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
C_2004	0.05	0.02	0.30	0.05	0.05	0.05	0.01	0.01	0.03	0.01	0.12
p(F)	0.22	0.63	0.27	0.53	0.13	0.23	0.00	0.01	0.02	0.01	0.55
Coer_2004	-0.16	-0.08	-0.09	-0.09	-0.12	-0.08	-0.34	-0.10	-0.16	-0.17	0.01
p(Z)	0.01	0.04	0.17	0.05	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.68
PS_2004	1.36	1.64	0.58	1.67	1.46	1.11	0.58	0.35	-0.08	0.36	-1.78
p(F)	0.00	0.00	0.39	0.09	0.00	0.01	0.00	0.00	0.63	0.00	0.70
Rt-1	0.00	-0.10	-0.28	-0.30	-0.13	-0.22	0.15	0.04	-0.05	-0.13	-0.14
p(Z)	0.96	0.28	0.00	0.00	0.18	0.02	0.00	0.18	0.37	0.00	0.00
PS_CP	0.32	0.26	0.08	0.12	0.22	0.32	0.44	0.14	0.20	0.26	0.02
p(Z)	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05
R2	0.68	0.60	0.40	0.52	0.50	0.52	0.48	0.44	0.44	0.38	0.20
Mes_pom 1998	2.63	2.93	9.30	14.09	1.71	1.13	0.34	7.97	5.53	3.20	1.41
Mes_pom Crisis	1.71	1.60	5.97	3.40	1.41	1.21	0.76	2.78	1.94	1.17	3.41
Mes_pom 2004	4.67	10.65	9.52	10.09	7.22	9.10	0.71	5.75		1.51	
RESID(-1)^2	0.29	0.53	0.62	0.37	0.74	0.97	3.95	3.79	3.21	4.15	2.64
p(Z)	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
GARCH(-1)	0.72	0.58	0.37	0.64	0.48	0.31					
p(Z)	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00					

*En Bold Parametros de interes

** Rojo no significativos al 5%

El resultado es robusto en lo que respecta a una caída en la velocidad de ajuste a la relación de largo plazo durante el último período considerado. Por su parte, controlado por diversos factores, el nivel de largo plazo en el traspaso de tasas no parece haber sido afectado significativamente para el conjunto de segmentos del negocio bancario. No obstante, el número de meses que se demora en promedio para alcanzar el 50% del traspaso total resulta mayor para los segmentos competitivos durante el último período.

En general y aún controlando por el impacto del riesgo agregado sobre los márgenes, el período de mayor celeridad en el traspaso de tasas fue el de inestabilidad financiera. Dada la alta contribución a la varianza total en la relación de largo plazo que se da durante dicho período, no considerar la no linealidad sobredimensiona la potencia del traspaso para la muestra en su conjunto y especialmente para el período final de la misma.



La pérdida de potencia en el traspaso no deja de sorprender por cuanto otros estudios para Costa Rica y Perú concluyen en sentido contrario. En costa Rica el número de meses promedio cayó de 10,5 a 3,5 a partir de la flexibilización en su política de tipo de cambio en 2006; mientras que en Perú el traspaso en tasas activas pasó de 0.6 a 1.45 y el de pasivas de 0.2 a 0.6 al implementarse un corredor de tasas de interés en 2001. No obstante, Moazzami (1999) sugiere que Canadá a media que transitó hacia un mayor uso de la tasa de interés como instrumento vio descender el traspaso a tasa bancarias²⁰.

La interpretación de este proceso para Uruguay guardaría relación con el cambio en la exogeneidad de la tasa referencial. Durante el período comprendido hasta mediado de 2003 la tasa call operó como variable endógena, en una primera etapa por el sistema de bandas de flotación imperante para el tipo de cambio y durante los primeros meses de flotación por la pasividad de la política monetaria. Esta endogeneidad generaba una alta sincronización entre las tasas. A partir de fines de 2003 el BCU comenzó a implementar una política monetaria activa. En este contexto, la tasa de referencia fue progresivamente perdiendo endogeneidad, hasta que en setiembre de 2007 fue adoptada como instrumento operativo de política monetaria. Es posible que la creciente exogeneidad de la tasa rectora imponga una menor sincronización entre ella y las restantes tasas en el período de ajuste al nuevo régimen, durante el cual los agentes se encuentran en un proceso de aprendizaje respecto a las señales de la autoridad monetaria y a la operativa en los canales de transmisión de la política monetaria.

²⁰ Las fechas clave para su manejo monetario son 1991 cuando se implementó el régimen de metas de inflación y el 2000 cuando se introdujo un calendario fijo para los anuncios de tasa referencial.

iv) ESTRATEGIAS ASIMETRICAS EN LA FIJACIÓN DE PRECIOS

En un sistema bancario poco competitivo, especialmente en el segmento en moneda nacional y en particular en algunas categorías de crédito, es esperable que las firmas utilicen su poder de mercado para dilatar las subas en la tasa pasiva, adoptando una estrategia inversa para las tasas activas. Esto sería consistente con distintos ritmos de convergencia al arbitraje de largo plazo según el signo del desalineamiento vigente por segmento de mercado. A este efecto, el modelo a estimar sería:

$$d(R_t) = \alpha_1 * (V_t) * (V_t) \geq 0 + \alpha_2 * (V_t) * (V_t) < 0 + \mathfrak{R}cp \quad (15)$$

$$V_t = R_{t-1} - \theta - \beta * r_{t-1} \quad (16)$$

Bajo esta especificación $\alpha_1 < 0$ y $\alpha_2 > 0$ es una condición necesaria para que exista ajuste ambas direcciones. Si $abs(\alpha_1) > abs(\alpha_2)$ las tasas serían rígidas al alza (hipótesis relevante para las tasas pasivas); lo contrario implicaría que la rigidez es a la baja (hipótesis relevante para las tasas activas).

Para testear esta hipótesis se procedió a estimar un modelo estándar de corrección de errores uniecuacional, extraer de él la relación implícita de largo plazo, computar el residuo en dicha relación y finalmente estimar el modelo propuesto en (15) para el mismo conjunto de variables de control²¹.

Un segundo tipo de asimetría coherente con el funcionamiento de un mercado financiero poco profundo sería tal que los “costos de menú” generasen un espacio entre 0 y κ dentro del cual el nivel de desarbitraje no justificaría un cambio en las tasas tendiente a la convergencia. De este modo, podría observarse que para pequeños desalineamientos la velocidad de ajuste α es no significativa; mientras que para niveles suficientemente altos dicho parámetro comienza a operar como eje gravitacional en el modelo.

$$d(R_t) = \alpha_1 * (V_t) * abs(V_t) \geq \kappa + \alpha_2 * (V_t) * abs(V_t) < \kappa + \mathfrak{R}cp \quad (17)$$

²¹ Este proceso secuencial se emplea también para los restantes modelos asimétricos.

Alternativamente, podría asumirse una hipótesis para representar esta asimetría según la cual no habría una relación lineal en la dinámica de corto plazo asociada al desalineamiento de largo plazo, sino más bien una polinómicas. El modelo habitual para especificar esta relación es por la vía de una función cuadrática, aunque bien podría modelarse a través de un polinomio de rezagos distribuidos (PDL).

$$d(R_t) = \alpha_1 * (V_t) - \alpha_2 * (V_t)^2 * (V) < 0 + \alpha_2 * (V_t)^2 * (V) > 0 + \mathfrak{R}cp \quad (18)$$

Obsérvese que el coeficiente en ambos términos cuadráticos es el mismo con signo cambiado, lo cual facilita la interpretación económica del modelo. Esta especificación podría incorporar dos tipos de asimetría en la velocidad de ajuste, una sobre el nivel y otra respecto al signo del desalineamiento dejando libre ambos coeficientes. A continuación se presentan los resultados para las distintas hipótesis discutidas previamente en dos cuadros. El Cuadro N 11 refiere a los efectos asimétricos vinculados a las tasas activas y el Cuadro N 12 lo hace para las tasas pasivas. En dichos cuadros y para cada tasa, la columna (1) refleja el modelo de referencia sin efectos asimétricos; la columna (2) plantea la hipótesis de asimetría en la velocidad de ajuste en relación al tamaño del error; la columna (3) lo hace en relación al signo del desalineamiento en la relación de largo plazo; y la columna (4) evalúa asimetrías en el traspaso de corto plazo.

	TASA INDUSTRIA				TASA SERVICIOS				TASA AGRPECUARIO				TASA EMPRESAS_PR			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
1) ERROR (-1)	-0.28	-0.06		-0.28	-0.19	-0.13		-0.18	-0.19	-0.22		-0.18	-0.11	0.00		-0.11
2) STD	0.07	0.08		0.07	0.05	0.08		0.05	0.03	0.08		0.03	0.03	0.03		0.03
3) (ERROR(-1)>0)*ERROR(-1)			-0.11				-0.11				-0.20				-0.03	
4) STD			0.06				0.06				0.06				0.04	
5) (ERROR(-1)<0)*ERROR(-1)			-0.44				-0.28				-0.19				-0.19	
6) STD			0.08				0.05				0.05				0.04	
7) (ABS(ERROR(-1))*ERROR(-1))		-1.17					-0.20				0.04				-0.41	
8) STD		0.37					0.22				0.08				0.12	
9) D(I_CALL/100)	0.49	0.49	0.50		0.37	0.37	0.38		0.17	0.17	0.17		0.35	0.36	0.36	
10) STD	0.10	0.10	0.10		0.06	0.06	0.06		0.08	0.07	0.07		0.04	0.04	0.04	
11) (D(I_CALL)<0)*(D(I_CALL/100))				0.61				0.32				0.05				0.32
12) STD				0.23				0.10				0.13				0.11
13) (D(I_CALL)>0)*(D(I_CALL/100))				0.40				0.40				0.26				0.37
14) STD				0.05				0.06				0.06				0.03
15) R2aj	0.66	0.68	0.67	0.67	0.57	0.58	0.59	0.57	0.59	0.59	0.58	0.59	0.78	0.80	0.80	0.78

* Rojo no significativos al 10% (T<1.65)
En bold los parámetros de interés

Para la tasa activa promedio a empresas el cuadro previo permite validar la hipótesis de asimetría en la velocidad y dirección del ajuste a la relación de largo plazo, mostrando una relación no significativa respecto a la asimetría en la respuesta de corto plazo.

i) Los valores de la tercera y quinta columna reflejan cambios en la velocidad de ajuste según el signo del desalineamiento. Su relación, permite determinar si existen rigideces asimétricas en la fijación de precios. En particular, para el caso del crédito bancario sería esperable que bajo un escenario de poder de mercado existiera rigidez a la baja. Esta hipótesis implicaría que el valor absoluto de los parámetros en la fila 5 debiera superar al de la fila 3. Excepto para el caso de las tasas agropecuarias esta hipótesis no puede rechazarse al 10%.

ii) Una segunda hipótesis testada considera no linealidad en la velocidad de ajuste. Para validarla, una función cuadrática debería operar por añadidura (o por sustitución) sobre la habitual corrección de errores. La fila 7 incorpora dicha hipótesis, permitiendo, a su vez, un componente lineal en el ajuste. Exceptuando el caso de la tasa a negocios agropecuarios, las restantes muestran el signo correcto; no obstante, para la tasa a comercio y servicios dicho efecto no resulta significativo.

iii) Finalmente, en la cuarta columna, las filas 11 y 13 permiten evaluar la hipótesis de efectos asimétricos de corto plazo. Para el caso de los créditos la hipótesis nula supondría un mayor efecto en ocasión de aumentos de la call. Con la excepción de la tasa a industria el signo de dicha relación es el esperado. No obstante, únicamente la tasa a negocios agropecuarios muestra un diferencial significativo entre ambos coeficientes.

Table 12. Efectos Asimétricos sobre el Traspaso (Pasivas)																
1)	TASA 60 días				TASA 90 días				TASA 180 días				TASA 360 días			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
2) ERROR (-1)	-0.30	-0.10		-0.30	-0.27	-0.22		-0.24	-0.24	-0.06		-0.21	-0.21	0.00		-0.22
3) STD	0.05	0.05		0.05	0.09	0.24		0.07	0.09	0.16		0.08	0.07	0.10		0.07
4) (ERROR(-1)>0)*ERROR(-1)			-0.27				-0.25				-0.46				-0.25	
5) STD			0.08				0.08				0.27				0.08	
6) (ERROR(-1)<0)*ERROR(-1)			-0.35				-0.30				-0.05				-0.13	
7) STD			0.10				0.15				0.22				0.10	
8) (ABS(ERROR(-1))*ERROR(-1))		-1.34				-0.35				-1.10				-1.05		
9) STD		0.43				1.11				1.25				0.62		
10) D(I_CALL/100)	0.20	0.19	0.20		0.24	0.24	0.24		0.35	0.34	0.31		-0.02	-0.06	-0.04	
11) STD	0.03	0.02	0.03		0.08	0.08	0.08		0.12	0.11	0.08		0.07	0.05	0.07	
12) (D(I_CALL)<0)*(D(I_CALL/100))				0.19			0.32				0.60				-0.10	
13) STD				0.06			0.16				0.25				0.10	
14) (D(I_CALL)>0)*(D(I_CALL/100))				0.21			0.15				0.14				0.04	
15) STD				0.04			0.09				0.08				0.05	
R2aj	0.59	0.61	0.59	0.59	0.34	0.34	0.33	0.35	0.62	0.64	0.65	0.67	0.41	0.46	0.42	0.42

* Rojo no significativos al 10% (T<1.65)
En bold los parámetros de interés

Para las tasas pasivas, el signo en las relaciones es el esperado, pero en varios casos el tamaño de las desviaciones estándar no permite rechazar las hipótesis asociadas a ausencia de asimetría. Sin embargo, los tramos largos en la estructura de tasas parecerían más proclives a admitir la presencia de una asimetría en la velocidad de ajuste al estado estacionario. En el caso de la tasa a 180 días, se observaría un efecto significativo en la dinámica de corto plazo consistente con una inflexibilidad al alza.

Recapitulando, las relaciones asimétricas resultan difíciles de validar empíricamente por la alta desviación estándar que contienen los parámetros, lo cual está relacionado con la alta volatilidad que se ha observado en el período de análisis. No obstante, en términos generales los signos son correctos y para algunos varios casos las hipótesis resultan estadísticamente significativas.

IV) FUNCIONES DE IMPULSO RESPUESTA A SHOCKS MONETARIOS

A continuación se realizarán una serie de ejercicios de simulación dinámica que permiten visualizar las respuestas para las tasas de interés a un shock restrictivo de 100 pb sobre la TPM. De forma secuencial se analizará el escenario base; un segundo que considera cambios en la relación de largo plazo y un modelo no lineal de corto plazo incorporando la restricción de traspaso unitario.

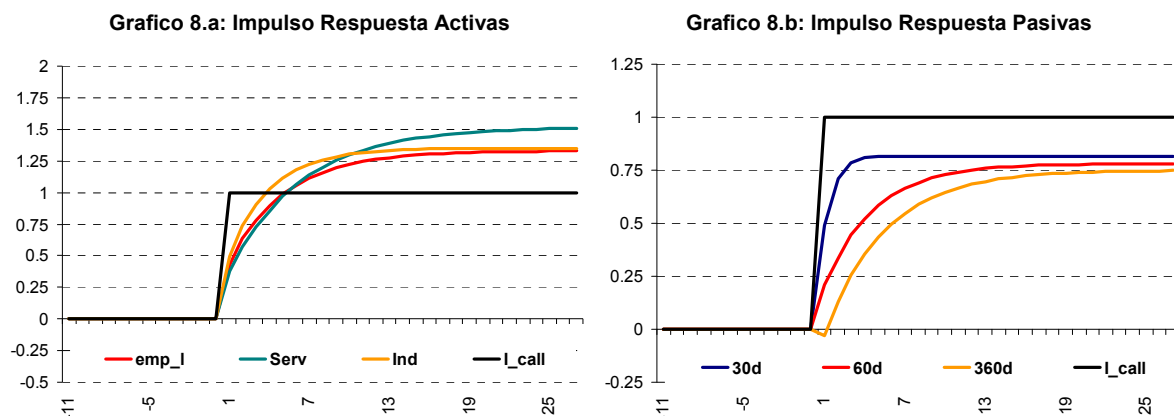
La principal conclusión que se extrae de estos ejercicios es que la respuesta de las tasas bancarias a un shock sobre la Tasa Call es superior cuando no se distinguen períodos en dicha relación.

IV.A) MODELO LINEAL CON MUESTRA COMPLETA

El primer ejercicio se computa a partir del modelo uniecuacional para la muestra completa. Como variables de control (Z) se emplearon: variaciones contemporáneas de la tasa libor, el UBI y la relación en niveles rezagada del Gap de riesgo por el spread financiero. A continuación se presentan los resultados de las respuestas a un cambio en el nivel de la tasa call de 100 p.b para la estimación de los parámetros en muestra completa.

$$d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \beta r_{t-1} - \eta * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)) + \mathfrak{Rcp} \quad (11)$$

$$\mathfrak{Rcp} = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t \quad (12)$$



El resultado es un traspaso fuerte tanto de las tasas activas como pasivas. La respuesta de las tasas activas supera ampliamente el impulso original, con un traspaso final algo inferior a 1,5; mientras las pasivas convergen a un traspaso aproximado de 0,8.

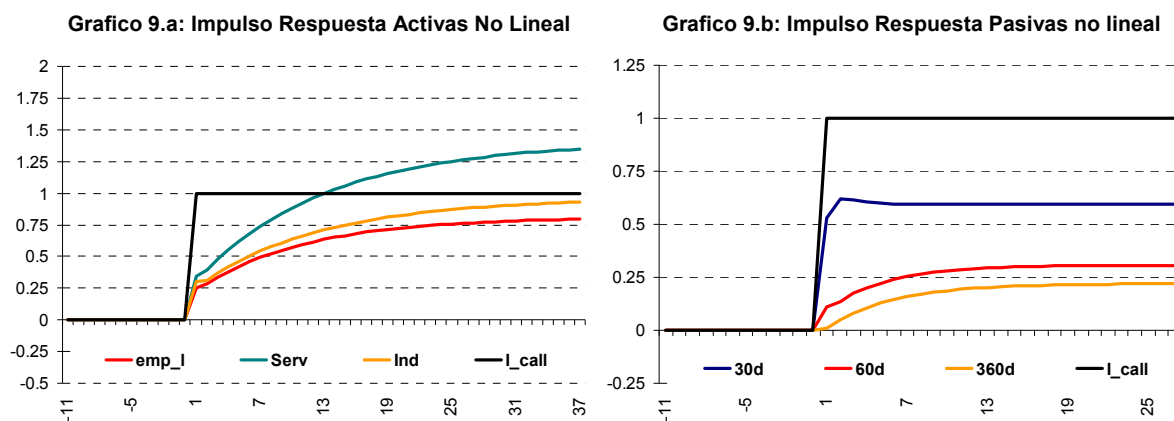
IV.B) MODELO NO LINEAL EN RELACIÓN DE LARGO PLAZO

El segundo ejercicio evalúa las respuestas con un modelo no lineal bajo la siguiente especificación. La misma difiere de la anterior únicamente en flexibilidad de la relación de largo plazo.

$$d(R_t) = \alpha^I * (R_{t-1} - \theta^I - \beta^I r_{t-1} - \eta^I * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)) + \mathfrak{R}cp \quad (11')$$

$$\mathfrak{R}cp = \sum_{n=0}^m \lambda_n^I * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n^I * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n^I * Z_{t-n} + \mu_n^I * D_n + e_t \quad (12')$$

En donde: I= (1998-2002); (2002-2004) ;(2004,2009).



La simulación dinámica para este modelo contrasta con el previamente presentado. En este caso, el traspaso para ambas tasas es inferior a uno, excepto para el segmento de comercio y servicios. La velocidad de ajuste también resulta inferior, especialmente para las tasas pasivas. El resultado es un traspaso menor de la tasa referencial al conjunto de tasas bancarias.

IV.B) MODELO NO LINEAL CON TRASPASO UNITARIO

Finalmente se analizan las respuestas bajo una especificación que asume un traspaso completo para el largo plazo, permitiendo que tanto la velocidad de ajuste y el mark-up como la dinámica de corto plazo se ajusten para cada episodio.

$$d(R_t) = \alpha^I * (R_{t-1} - \theta^I - r_{t-1} - \eta^I * (UBI_t - UBI^{eq}) * (R_t - r_t)) + \mathfrak{R}cp \quad (11'')$$

$$\mathfrak{R}cp = \sum_I \sum_{n=0}^m \lambda_n^I * d(r_{t-n}) + \sum_I \sum_{n=1}^m \psi_n^I * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n^I * Z_{t-n} + \mu_n^I * D_n + e_t \quad (12'')$$

En donde: I= (1998-2002); (2002-2004) ;(2004,2009).

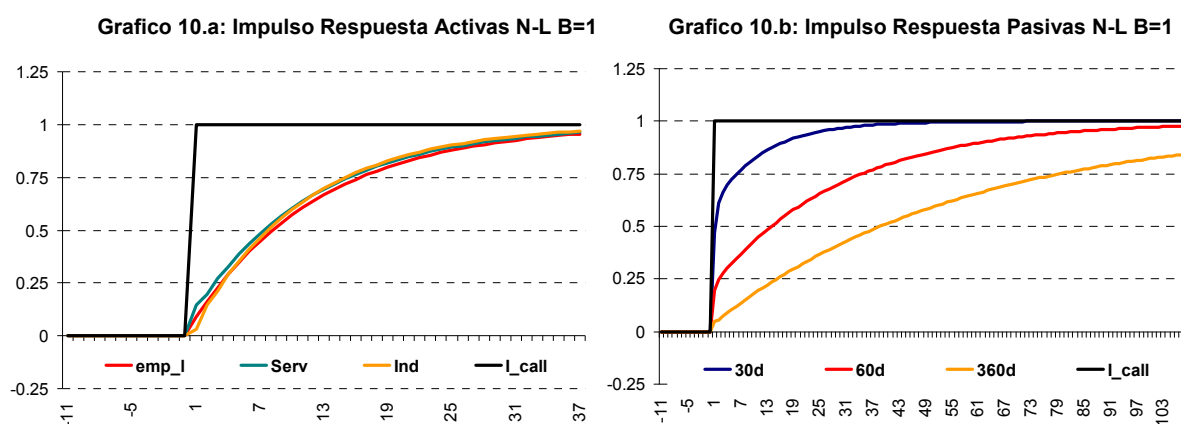
La base teórica por detrás de este modelo, considera que si bien en muestras pequeñas los traspasos pueden resultar inferiores o superiores a uno, una correcta medición de los mismos, una vez corregidos los factores que afectan cíclicamente los márgenes, debiera ser

unitaria. Esta argumentación se sustenta en la hipótesis de que las tasas no debieran dispersarse de forma permanente. Los resultados bajo este enfoque pueden observarse en el siguiente cuadro:

Tabla 13. Estimaciones por Plazo con PS-LP=1											
	Empresas Plazo		Familias	Empresas Sectorial			Pasivas por plazo				
	iap_emp_c	iap_emp_l	iap_fam	iap_ind	iap_agro	iap_serv	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360
C_1998	0.23	0.21	0.61	0.15	0.44	0.22	-0.01	-0.03	0.00	-0.14	0.01
p(F)	0.00	0.00	0.04	0.00	0.01	0.00	0.01	0.02	0.85	0.28	0.63
Coer_1998	-0.26	-0.28	-0.08	-0.66	-0.16	-0.50	-0.21	-0.06	-0.13	-0.01	-0.09
p(Z)	0.01	0.00	0.15	0.00	0.04	0.00	0.00	0.00	0.05	0.75	0.04
C_Crisis	0.23	0.23	0.38	0.20	0.39	0.27	0.02	-0.08	-0.04	-0.05	0.01
p(F)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.04	0.00	0.45	0.08	0.87
Coer_Crisis	-0.40	-0.52	-0.35	-0.47	-0.48	-0.39	0.30	-0.22	-0.15	-0.32	-0.26
p(Z)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
C_2004	0.07	0.09	0.47	0.08	0.10	0.09	0.00	-0.04	-0.01	-0.02	0.01
p(F)	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.78	0.00	0.13	0.00	0.78
Coer_2004	-0.19	-0.11	-0.03	-0.11	-0.11	-0.11	-0.04	-0.03	-0.11	-0.11	-0.02
p(Z)	0.00	0.00	0.20	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01	0.00	0.00	0.10
PS_CP_1998	0.45	0.40	0.07	0.55	0.09	0.45	0.58	0.13	0.21	0.06	0.09
p(Z)	0.00	0.00	0.14	0.00	0.29	0.00	0.00	0.00	0.04	0.14	0.00
PS_CP_Crisis	0.34	0.37	0.09	0.42	0.15	0.32	0.43	0.22	0.44	0.44	0.08
p(Z)	0.00	0.00	0.24	0.00	0.17	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.12
PS_CP_2004	0.16	0.14	-0.02	0.08	-0.03	0.14	0.48	0.20	0.18	0.26	0.00
p(Z)	0.06	0.10	0.87	0.27	0.84	0.12	0.00	0.00	0.12	0.00	0.91
R2	0.76	0.79	0.52	0.76	0.55	0.68	0.49	0.47	0.20	0.30	0.34
Mes_pom 1998	2.11	2.16	12.00	0.69	5.73	1.10	1.97	14.15	6.17	77.11	10.39
Mes_pom Crisis	2.52	1.92	2.85	2.13	2.10	2.54	-3.29	4.46	6.56	3.14	3.82
Mes_pom 2004	4.52	7.74	29.57	8.14	9.10	8.02	12.07	30.55	7.19	6.49	56.26

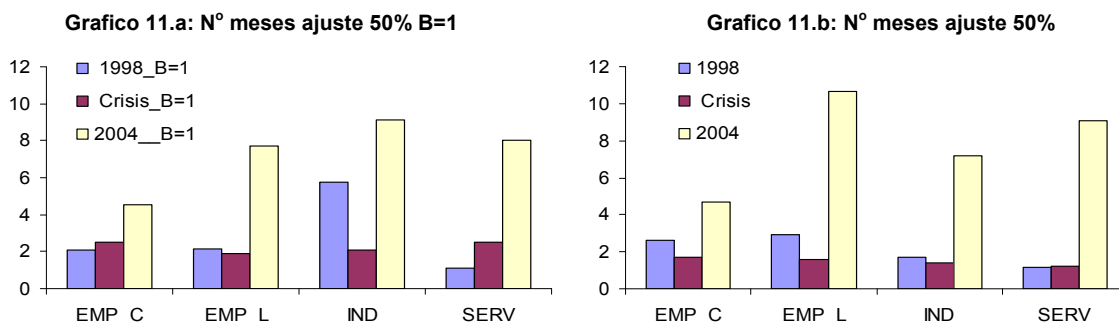
* Rojo no significativos al 5%
** En bold parámetros de interés

Nuevamente sobresale la menor velocidad de ajuste para el período final de la muestra. Bajo esta especificación, en general, el traspaso de corto plazo resulta inferior durante el período 2004-2009. A continuación se presentan las respuestas a una contracción monetaria de 100pb para la TPM.



Dado que se impuso le impuso un traspaso de largo plazo completo al impulso monetario, el nivel al cual convergen las respuestas debe coincidir con shock original. En este caso, la velocidad de ajuste resume toda la información relevante de la dinámica en el traspaso de

tasas. El resultado es similar al observado para el caso previo, siendo las respuestas relativamente lentas. Obsérvese que al año de implementado el sesgo, las tasas activas responderían por aproximadamente un 50% del impulso.



Como puede observarse en los gráficos previos, imponer un traspaso unitario de largo plazo no afecta en lo sustantivo la potencia del traspaso respecto al ejercicio no lineal previo. En ambos casos, se requiere un número similar de meses para cubrir el 50% del ajuste. Del mismo modo, independientemente de la especificación, el traspaso sería más potente previo a 2004, especialmente durante la crisis financiera.

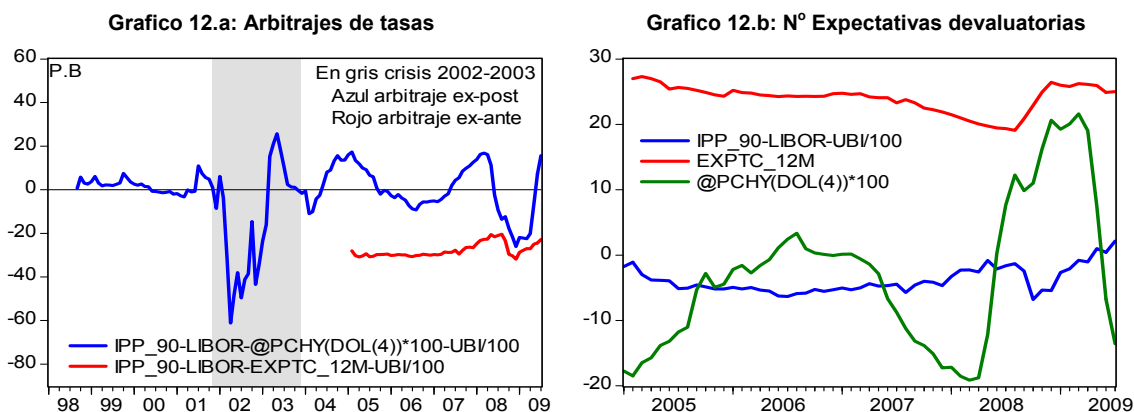
V) TRASPASO A TASAS EN MONEDA EXTRANJERA

El traspaso entre tasas en distintas monedas no es un objeto habitual de estudio en la materia. En primer lugar, no es común que el volumen de ahorro y crédito en moneda extranjera cuente con la dimensión que posee en Uruguay. En segundo lugar, el arbitraje entre monedas no es del tipo sugerido en la ecuación (1) ya que interviene la devaluación esperada. Para el mercado de ahorro y crédito en moneda extranjera el ajuste se procesa por variaciones en el tipo de cambio spot y no necesariamente cambios en las tasas de interés.

En Uruguay, durante la vigencia del régimen de bandas de flotación fueron las tasas en moneda nacional quienes operaron como variable de ajuste, dada una estructura de tasas de interés externas, cierto riesgo país asociado y una devaluación esperada en línea con el anuncio oficial..

El gráfico a la izquierda, muestra como la condición de arbitraje se cumplió casi con exactitud durante el período de bandas y dejó de operar hacia adelante, tanto considerando

su versión ex ante (la cual es computable desde 2005) como ex post. El gráfico de la derecha, muestra como el tanto el arbitraje financiero como el supuesto de racionalidad no resultan buenos predictores de la encuesta de expectativas EXPTC_12M²².



La aparente ausencia de arbitraje es tal que una regresión sobre las expectativas del mercado, la condición de arbitraje descubierta, la devaluación contemporánea y adelantada para el período comprendido entre 2005 y 2009 presenta el siguiente resultado:

$$EXPTC_12M = 0.23 - 0.03 * @PCHY(DOL(4)) + 0.11 * @PCHY(DOL(-1)) - 0.28 * (IPP_90-LIBOR-UBI/10000)^{23}$$

Según esta ecuación el arbitraje de tasas contribuyó negativamente a explicar la devaluación esperada por los analistas entre 2005 y 2009. En la ecuación estimada, las expectativas lucen adaptativas y desconectadas de los diferenciales de tasas de interés.²⁴

Dada la aparente ausencia de arbitraje; el alto grado de dolarización en la economía, especialmente en los segmentos de crédito a de largo plazo empresas transables; y la existencia de un régimen de flotación sucia para el tipo de cambio, resulta de interés conocer si existe algún tipo de incidencia entre la tasa referencial en pesos y las tasas en dólares. Especialmente por el rol que desempeñan las tasas en moneda extranjera en el canal del crédito y potencialmente como semielasticidad relevante en la curva IS.

²² El uso de una tasa pasiva a 90 días en moneda nacional obedece a la intención de calzar duration.

²³ La regresión exhibe un R² bajo para una ecuación en niveles (0.3), siendo el adelanto de devaluación no significativo al 5%.

²⁴ Si bien en el spread por monedas podría esperarse un premio por devaluación inesperada, las expectativas relevadas en la encuesta mensual por el BCU son en todos los casos muy superiores a la devaluación implícita en los diferenciales de tasas.

Para inferir esta relación se estimó el siguiente modelo, en donde R_t en este caso representa una tasa (activa o pasiva) en moneda extranjera; Libor, una tasa interbancaria en dólares a 90 días; UBI, una medida de riesgo país; y r_t la tasa call interbancaria en pesos. Finalmente, el vector Z en este caso contiene las variaciones en la tasa libor y en el UBI, contemporáneas y rezagadas un periodo²⁵.

$$d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \varphi * LIBOR - \beta r_{t-1} - \psi * UBI) + \mathfrak{Rcp} \quad (19)$$

$$\mathfrak{Rcp} = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \gamma_n * d(LIBOR_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \omega_n * d(UBI_{t-n}) + e_t$$

En el siguiente cuadro se resaltan los parámetros de interés correspondientes al traspaso de corto y largo plazo de la tasa call y los relativos a la libor a efectos comparativos.

	Empresas Plazo		Familias	Empresas Sectorial			Pasivas por plazo					
	iap_emp_c	iap_emp_l	iap_fam	iap_ind	iap_agro	iap_serv	ipp_30	ipp_60	ipp_90	ipp_180	ipp_360	
UNIECUACIONAL	Coef (α)	-0.11	-0.05	-0.05	-0.10	-0.05	-0.07	-0.16	-0.04	-0.07	-0.05	-0.09
	p(T)	0.00	0.03	0.01	0.01	0.09	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	LIBOR_LP	0.77	1.09	1.48	0.86	1.83	0.76	0.76	0.69	0.91	0.83	0.67
	F-H0=0	0.01	0.06	0.01	0.04	0.06	0.08	0.00	0.02	0.00	0.01	0.00
	PS_LP (β)	0.10	0.14	0.06	0.07	0.16	0.15	0.02	0.07	0.06	0.08	0.11
	F-H0=0	0.00	0.00	0.19	0.01	0.07	0.00	0.23	0.00	0.00	0.00	0.00
	LIBOR_CP	0.39	0.39	0.20	0.42	0.17	0.52	0.36	0.27	0.42	0.25	0.43
	p(T)	0.01	0.03	0.90	0.05	0.87	0.07	0.00	0.00	0.00	0.11	0.04
	UBL_CP	0.07	0.04	0.02	0.06	0.01	0.00	0.07	0.01	0.00	0.00	-0.03
	p(T)	0.00	0.07	0.44	0.02	0.81	1.00	0.00	0.59	0.84	0.92	0.08
	PS_CP (λ)	-0.01	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.02	0.00	0.01	0.01	-0.01
	p(T)	0.85	0.01	0.00	0.03	0.09	0.17	0.01	0.00	0.00	0.00	0.02
R2aj	0.24	0.24	0.28	0.19	0.19	0.22	0.36	0.47	0.29	0.17	0.32	
E & G	Const	5.32	5.32	9.19	4.77	5.88	5.71	-0.85	-0.68	-0.36	-0.27	0.29
	p(T)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.16	0.41	0.32
	LIBOR_LP (β)	0.68	0.78	0.65	0.70	0.94	0.77	0.74	0.69	0.70	0.70	0.66
	p(T)	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	PS_LP (β)	0.03	0.04	0.05	0.03	0.06	0.04	0.03	0.03	0.03	0.04	0.03
	p(T)	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	UBL_LP (β)	0.22	0.16	-0.05	0.20	0.12	0.16	0.04	0.04	0.04	0.03	0.05
	p(T)	0.00	0.01	0.52	0.00	0.28	0.00	0.04	0.09	0.18	0.43	0.09
	R2aj	0.54	0.56	0.47	0.60	0.48	0.56	0.85	0.69	0.69	0.59	0.60
	PT_LP (prom)	0.06	0.09	0.06	0.05	0.11	0.09	0.02	0.05	0.05	0.06	0.07

*En Bold Parametros de interes

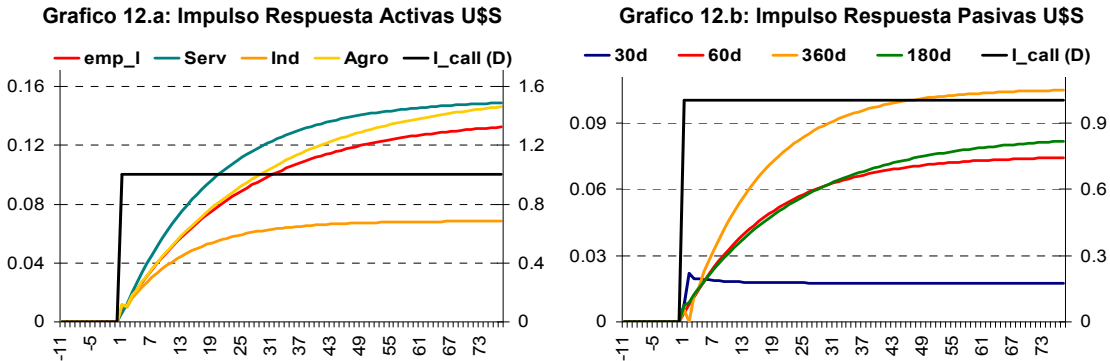
** Rojo no significativos al 5%

Los resultados son concluyentes en cuanto a la escasa incidencia relativa que tienen la tasa call sobre la estructura activa y pasiva de tasas en moneda extranjera. La relación entre el traspaso de largo plazo de la tasa libor y la tasa call en moneda nacional sobre la estructura en moneda extranjera es de aproximadamente 10 a 1. El traspaso de la tasa rectora es débil,

²⁵ No se incorpora como variable explicativa la devaluación esperada ya que las series confiables para dicha variable se computan a partir de 2005. En todo caso, su omisión no debiera sesgar a la baja β . Dada la correlación positiva que podría esperarse entre una tasa en moneda nacional y la devaluación esperada y el signo positivo que debiera tener en las ecuaciones propuestas, si su exclusión induce algún tipo de sesgo, este es hacia un mayor coeficiente de traspaso de corto y largo plazo. Por este motivo, los resultados presentados para el caso de las tasas en moneda extranjera debieran ser considerados cotas superiores.

tanto en el corto como en el largo plazo y para todos los segmentos de actividad. No obstante, aunque reducido, existe un efecto positivo y significativo entre los movimientos en la tasa interbancaria en pesos y las tasas activas y pasivas en moneda extranjera.

Un análisis de las funciones de impulso respuesta para tasas activas y pasivas en moneda extranjera requiere de una escala propia para ser apreciada debido a su escaso traspaso. Concretamente, las tasas activas muestran un traspaso de largo plazo de ente 0.8% y 15%; mientras que las tasas pasivas se encuentran por debajo del 10%.



En síntesis, el reducido impacto que tendrían las estructuras en moneda extranjera a los impulsos de la tasa rectora, excluiría a efectos de los canales de transmisión a una gran proporción del crédito, especialmente el concertado a largo plazo.

VI) CONCLUSIONES

Los resultados expuestos permiten extraer algunas reflexiones con carácter tentativo:

- i) Como era de esperar el traspaso de la tasa referencial en moneda nacional opera con mayor intensidad en los mercados en pesos, siendo muy débil en los segmentos de moneda extranjera.
- ii) El traspaso de largo plazo parece ser algo mayor para las tasas activas en relación a las tasas pasivas. Este resultado tiende a debilitarse al considerar al Riesgo País como factor explicativo del cambio en los márgenes.
- iii) Las tasas pasivas en promedio muestran una velocidad de ajuste superior y traspasos de corto plazo mayores a las tasas activas.

- iv) Existe evidencia firme respecto de una disminución en el traspaso y/o en la velocidad con que opera a partir del uso de agregados monetarios (y en segunda instancia tasas de interés) como instrumento. Sorprende este resultado por cuanto contrasta con la evidencia para Perú y Costa Rica.
- v) Una parte de la caída en el traspaso estaría asociada al supuesto de márgenes constantes. Una vez modelado el margen la reducción del traspaso se modera.
- vi) Si bien el traspaso habría disminuido, aún continuaría siendo significativo tanto para las operaciones activas como pasivas en moneda nacional. Posiblemente la creciente exogeneidad de la tasa rectora imponga una menor sincronidad entre ella y las restantes tasas durante el período de ajuste al nuevo régimen.
- vii) La inclusión del UBI en la especificación de los modelos, estabiliza los coeficientes de traspaso al tiempo que permite controlar por cambios en los márgenes de intermediación para los distintos segmentos financieros. No emplear esta variable, podría sesgar los coeficientes de traspaso.
- viii) Se observan elementos asimétricos en las estrategias de fijación de precios por parte de las instituciones bancarias. Si bien estos resultados son coherentes con las teorías comportamentales, no en todos los casos resultan significativos.
- ix) La volatilidad de los procesos tiene componentes autorregresivos y guarda relación con el nivel de riesgo macroeconómico imperante. Esto podría dificultar el manejo monetario en periodos de stress financiero, como parece haber sido el caso durante octubre y noviembre de 2008.

Desde el punto de vista del manejo de la política monetaria, el presente estudio mostraría una debilidad bajo el actual esquema de metas de inflación flexible para lograr incidir eficaz y oportunamente a partir de un estímulo monetario sobre las tasas relevantes del sistema bancario. En particular, bajo las estimaciones no lineales, las tasas activas cubrirían aproximadamente un 50% de la respuesta en 6 meses, lo cual parece un período prolongado. En este sentido, el estudio señala el riesgo de considerar los resultados para la muestra completa, por cuanto la crisis financiera de 2002-2003 podría haber incidido en una percepción de mayor sincronidad entre las tasas.

Empero, se reconoce que de mantenerse el actual sistema de manejo de tasas de interés, profundizando el rol comunicacional que compete al Comité de Política Monetaria; bajo un

uso predecible del instrumento; en un contexto de estabilidad macroeconómica; de mayor competencia entre las instituciones bancarias; junto a un mercado financiero mas profundo, sería esperable una mayor participación relativa del mercado en moneda nacional y un traspaso más potente a las tasas bancarias a futuro.

BIBLIOGRAFÍA

Bernanke y Gertler (1995) "Inside The Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission". *Journal of Economic Perspectives*. Vol 9 N° 4

Berstein y Fuentes (2003) "De la Tasa de Política a la Tasa de Colocación Bancaria: La Industria Bancaria en Chile" Banco Central de Chile Volumen 6 No1

Bollerslev (1986). "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity" *Journal of Econometrics* 31 307-327

Campbell, Lo & McKinlay (1996) "The econometrics of financial markets". Princeton University Press

CINVE (2010) "Transmisión de la Política Monetaria a Nivel Agregado" Trabajo realizado en el marco de la Red de Investigadores del BCU

Clarida, Galí & Gertler (1999) "The Science of Monetary Policy: a New Keynesian Perspective". *Journal of Economic Literature*. Vol. XXXVII Dec. Pp.1661-1707.

Cottarelli y Kourelis (1994) "Financial Structure, Bank Lending Rate, and the Transmission Mechanism Of Monetary Policy" IMF Staff Paper 41(4)

Cottarelli, Ferri y Generale (1995). "Bank Lending Rates and Financial Structure in Italy: A case of Study" WP N° 38 FMI

Disyatat y Vongsirikul (2003) "Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand" *Journal of Asian Economics* N°14

Durán y Esquivel (2008) "Policy Rate Pass-Through: Evidence From The Costa Rican Economy" Documento de Trabajo. Banco Central de Costa Rica

Engle, Hendry y Richards (1983) "Exogeneity", *Econometrica*:51 (2), 251-276.

Engle, R. Granger, C. (1987) "Co integration and error-correction: Representation, Estimation and Testing" *Econometrica*: 55, 987-1007

Estrella, A. & F. Mishkin, 1996, "The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions". *Current Issues In Economics and Finance*: Volumen 2 N°7. Federal Reserve Bank of New York, June.

Frexias y Rochet (2009) "Microeconomics of Banking" MIT Press.

García, Arango y Mejía (2008) "Pass-through de las tasas de interés en Colombia: Un enfoque multivariado con cambio de régimen" Documento de Trabajo: Banco de la República

- Gianelli (2009) "Un Modelo Estructural Pequeño para la Economía Uruguay" Borrador.
- Hendry (1996) Dynamic Econometrics. New York: Oxford University Press
- Kwapil y Scharler (2006) "Interest Rate Pass-Through, Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability".
- Lahura (2005) El efecto de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú:1995-2004 Documento de Trabajo 244 Banco Central de Perú
- Lucas.R (1972) "Expectations and the Neutrality of Money," Journal of Economic Theory, 4-972
- Manzano y Galmés (1996) "Credit Institutions Price Policies and Type of Customers: Impact on the Monetary Transmission Mechanism" WP N° 9605 Banco de España
- Moazzami (1999). "Lending Rate Stickiness and Monetary Transmission Mechanism: The Case of Canada and the United States". Applied Financial Economics N° 9 issue 6
- Mojon (2000). "Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy" WP N°40 Banco Central de Chile
- Winker (1999) "Sluggish Adjustment of Interest Rates and Credit Rationing: An Application Of Unit Root Testing and Error Correction Modelling" Applied Economics N° 31
- Woodford (2003) "Interest and Prices: Foundations of Monetary Policy". Princeton University Press

ANEXO METODOLÓGICO

Cuando las tasas de interés son estacionarias, el método de estimación más simple consiste en regresar la tasa bancaria de referencia R_t contra la tasa de política monetaria r_t (en nuestro caso la call interbancaria), un conjunto de variables de control $I(0)$ Z_t , entre las que destacan: cambios en la tasa libor y el riesgo país, y D dummies de intervención y/o estacionales, que permiten controlar, entre otros, por cambios regulatorios.

$$R_t = \lambda * r_t + \psi * R_t + \phi_n * Z_t + \mu_n * D_n + e_t \quad (1)$$

Una segunda alternativa es utilizar mínimos cuadrados dinámicos o alternativas VAR que incorporen múltiples rezagos. Estos métodos de estimación permiten capturar la dinámica del proceso:

$$R_t = \sum_{n=0}^m \lambda_n * r_{t-n} + \sum_{n=1}^m \psi_n * R_{t-n} + \sum_{n=0}^m \phi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t \quad (2)$$

Para estos casos, el coeficiente de traspaso se computa como:

$$\beta_{LP} = \sum_{n=0}^m \lambda_n / (1 - \sum_{n=1}^m \psi_n) \quad (3)$$

Para el caso I(1), de no existir cointegración la aproximación metodológica debiera utilizarse series en diferencias ya sea a nivel uniecuacional como en sistema de ecuaciones, dentro de los cuales sobresale la alternativa VAR. Esto es:

$$d(R_t) = \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t \quad (4)$$

Siendo r_t la tasa de política monetaria (en nuestro caso la call interbancaria); R_t la tasa bancaria de referencia; Z_t un conjunto de variables de control $I(0)$, entre las que destacan: cambios en la tasa libor y el riesgo país; y D dummies de intervención y/o estacionales, que permiten controlar, entre otros, por cambios regulatorios.

Bajo esta especificación el coeficiente de traspaso β de largo plazo se computaría como:

$$\beta_{LP} = \sum_{n=0}^m \lambda_n / (1 - \sum_{n=1}^m \psi_n) \quad (5)$$

Bajo cointegración, el modelo debe considerar la dinámica de ajuste a la relación de largo plazo implícita en un Modelo de Corrección de Errores (MCE). Existen dos formas de estimar modelos con relaciones de largo plazo. La primera es la propuesta por Engle y Granger (1987) en la cual se estiman en dos etapas, primero la relación en niveles (4) y luego una regresión en diferencias (que da cuenta de la dinámica de corto plazo) en donde el residuo rezagado de la primera ecuación interviene como variable explicativa (5).

$$R_t = \theta + \beta * r_t + v_t \quad \text{con:} \quad v_t I(0) \quad (6)$$

$$d(R_t) = \alpha * (v_{t-1}) + \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t \quad (7)$$

La segunda metodología estima conjuntamente ambas relaciones en una única ecuación. La ventaja del método bietápico radica en la superconsistencia de los estimadores; la

desventaja relativa consiste en no controlar en la inferencia del vector de cointegración por la dinámica de corto plazo del proceso. Esto hace más atractivo el segundo método en muestras pequeñas. La representación de este tipo de modelos es la siguiente:

$$d(R_t) = \alpha * (R_{t-1} - \theta - \beta * r_{t-1}) + \sum_{n=0}^m \lambda_n * d(r_{t-n}) + \sum_{n=1}^m \psi_n * d(R_{t-n}) + \sum_{n=0}^m \phi_n * Z_{t-n} + \mu_n * D_n + e_t \quad (8)$$

En esta especificación, el primer paréntesis contiene el residuo rezagado de la relación de largo plazo; siendo α el coeficiente de corrección de error, el cual debe ser negativo y significativo como condición necesaria para que dicha representación sea válida. Dentro de la relación de cointegración, el coeficiente β corresponde al traspaso de largo plazo, siendo θ el mark-up entre dichas tasas.

En ambos casos se supone la exogeneidad débil de los fundamentos en el sentido de Engle, Hendry y Richards (1983). Esto resulta necesario a los efectos de inferir el vector de cointegración, por cuanto se requiere que no exista retroalimentación del modelo condicional al modelo marginal. La ausencia de esta propiedad haría recomendable estimar las relaciones por medio de Vectores de Corrección de errores (VEC), en donde no se hace ningún supuesto sobre la exogeneidad de los regresores.

Los resultados del test de causalidad de Granger en la tabla (2) indicarían que la tasa call es exógena fuerte en la relación de largo plazo respecto al conjunto de tasas que se analizarán. Test de Hausman para evaluar exogeneidad débil reportaron resultados ambiguos. No obstante, en la medida en que asumimos que la tasa call recoge directamente el sesgo en la política monetaria, ya sea porque esta es controlada por la autoridad monetaria o porque dicha tasa es en extremo sensible a las condiciones monetarias, considerarla endógena generaría una seria dificultad interpretativa del proceso deliberativo y la implementación de la política monetaria²⁶.

Las metodologías presentadas previamente suponen relaciones lineales, lo que implica una simetría en la convergencia frente a los shocks que enfrenta la economía. Pueden extenderse las técnicas de corrección de errores a modelos no lineales o asimétricos en donde la velocidad a la cual revierte al equilibrio sea proporcional a la brecha. Este tipo de modelos se denominan *Smooth Transition Autoregressive* (STAR). Otros dentro de esta categoría denominados *Threshold Autorregresive* (TAR) *models* permiten desalineamientos permanentes al interior de una banda y convergencia fuera de ella. A su vez, en los modelos asimétricos la velocidad a la cual se revierte al equilibrio puede depender del signo del desalineamiento. En particular, en un contexto de escasa competitividad, las firmas bancarias podrían estar más dispuestas a ajustar sus márgenes cuando esto les reporte mayores utilidades; o sea, tener cierta resistencia a subir las tasas pasivas y/o bajar las activas. Todas estas hipótesis son testeadas en el apartado (III.d.iv).

²⁶ Esto no sería válido durante el periodo de bandas de flotación cambiarias; durante el cual, la tasa call podría ser efectivamente endógena. Bajo flotación y manejo de tasas, no considerarla exógena le atribuiría un factor completamente pasivo a la política monetaria.