

Riesgo por tasa de interés real en el sistema bancario argentino

Verónica Balzarotti
BCRA

Diciembre de 2006



ie | BCRA

Investigaciones Económicas
Banco Central
de la República Argentina

Banco Central de la República Argentina
ie | Investigaciones Económicas

Diciembre, 2006

ISSN 1850-3977

Edición Electrónica

Reconquista 266, C1003ABF

C.A. de Buenos Aires, Argentina

Tel: (5411) 4348-3719/21

Fax: (5411) 4000-1257

Email: investig@bcra.gov.ar

Pag.Web: www.bcra.gov.ar

Las opiniones vertidas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central de la República Argentina. La serie Documentos de Trabajo del BCRA está compuesta por material preliminar que se hace circular con el propósito de estimular el debate académico y recibir comentarios. Toda referencia que desee efectuarse a estos Documentos deberá contar con la autorización del o los autores.

Riesgo por tasa de interés real en el sistema bancario argentino: un modelo de medición

*Verónica Balzarotti**

Resumen

La exposición del sistema bancario argentino a variaciones en la tasa de interés real es apreciable y desalienta el crédito a largo plazo. La cuantificación de este riesgo ayudaría a administrarlo y podría alentar nuevos créditos, pero no es fácil, especialmente en mercados emergentes. Se propone un enfoque de medición por Valor a Riesgo (VaR) utilizando simulación de Monte Carlo. Se estiman modelos de comportamiento de series de tiempo (autorregresivos con reversión a la media y saltos) para la tasa de los depósitos bancarios y para la inflación, buscando que los mismos impliquen un grado de dificultad manejable para el analista local. Los resultados muestran que un banco que se fondea con depósitos de corto plazo enfrentaría mayor riesgo por activos ajustables que por activos nominales (por lo cual aplicaría una prima mayor por ese riesgo, según un enfoque de retorno al capital ajustado por riesgo - RAROC). Ello puede vincularse con la discusión de la “paradoja” del escaso uso de indexación. La magnitud del riesgo y el hecho de que los bancos tengan el mismo signo de descalce no ayuda al desarrollo de contratos derivados. Los resultados también pueden indicar distorsiones introducidas por la regulación de capitales mínimos y la valuación contable. Una generalización de la metodología podría explorarse en el marco del Pilar 2 de Basilea 2.

Clasificación JEL: C22, E37, E47, G12, G21, G28, G32

Palabras clave: administración de riesgos financieros; riesgo de tasa de interés; tasa de interés real; indexación; simulación de Monte Carlo; Valor a Riesgo; comportamiento estocástico de la tasa de interés; comportamiento estocástico de la inflación; bancos.

Se agradecen los valiosos comentarios de Hernán Lacunza, Lorena Garegnani, Laura D’Amato, Gastón Repetto, Ricardo Bebczuk y Alejandra Anastasi e investigadores de la Subgerencia General de Investigaciones Económicas del BCRA participantes en presentaciones internas. Los errores u omisiones son de exclusiva responsabilidad de la autora. Las opiniones vertidas en este estudio sólo representan la visión de la autora y no necesariamente la posición institucional del BCRA.

I. Introducción y objetivos del trabajo

El sistema bancario argentino está expuesto a riesgo de tasa de interés real, en parte como consecuencia de la crisis extrema que tuvo lugar a fines de 2001 y 2002. Un monto considerable de los activos del sistema bancario ajusta por el índice de precios al consumidor, mientras que los pasivos no siguen esa evolución, además de tener plazos inferiores. La existencia de este descalce es ampliamente conocida, sin embargo, el riesgo que se deriva de él es difícil de cuantificar.

La incertidumbre respecto de la tasa de interés real futura junto con el nivel de exposición elevado, generan la percepción de un alto riesgo y desalienta la generación de activos de riesgo, como por ejemplo préstamos de largo plazo al sector privado, que financien la inversión. La cuantificación del riesgo, objetivo principal de este trabajo, ayudaría a administrarlo y potencialmente puede alentar la colocación de préstamos a largo plazo.

En los últimos años se han desarrollado metodologías de amplia aceptación para medir riesgos financieros, como el Valor a Riesgo (VaR). A la hora de ser aplicadas localmente, estas metodologías enfrentan obstáculos, en general vinculados a las diferencias entre características especiales en la dinámica de los mercados locales y los supuestos que subyacen a las metodologías o los requisitos para su aplicación.

Este trabajo ensaya una metodología de medición de riesgo de tasa de interés real que supere esos problemas, sin subestimarlos, y que al mismo tiempo mantenga un nivel de dificultad que sea manejable para el analista de riesgos del mercado local. Se han estudiado y citado referencias de una gran cantidad de desarrollos teóricos y empíricos sobre el comportamiento de las tasas de interés, cuya aplicación implica una complejidad y demanda una inversión de tiempo muy superiores a las que suele disponer un analista en un banco, especialmente en mercados emergentes, y es más apropiada para investigadores teóricos. En este trabajo, en cambio, se ha optado por un modelo que, sin perder un grado aceptable de rigurosidad, resulte relativamente simple de desarrollar. Se intentó así respetar el objetivo primario, que es proponer una metodología manejable que aporte al mercado local una cuantificación aproximada de este riesgo.

Adicionalmente, los resultados de este estudio pueden vincularse a temas relevantes para la coyuntura local, como el estudio de incentivos para el uso de indexación y posibles distorsiones introducidas por la regulación.

La sección II se extiende sobre la definición y administración del riesgo de tasa de interés real. Se explica allí que un factor importante es si las pérdidas se ven reflejadas o no en forma inmediata en los libros de los bancos. La sección III comenta antecedentes y características especiales de la situación del sistema bancario argentino. Se pasa luego a la cuantificación del riesgo propiamente dicha. Así, la sección IV explica el concepto y aspectos técnicos del VaR, el portafolio *benchmark* cuyo riesgo se va a cuantificar y la elección de los factores de riesgo. Como existen diferentes métodos de cálculo del VaR (sección V), se estudiará la aplicabilidad al caso bajo estudio de cada uno de ellos. En primer lugar, el método paramétrico lineal o “Delta Normal”, luego el método de Simulación Histórica y finalmente el método Monte Carlo Estructurado. Se argumentará a favor del método de Monte Carlo y con él se obtendrán los resultados del VaR (sección VI). Con los resultados a la vista, se analizará, usando un enfoque de retorno al capital ajustado por riesgo (RAROC), el impacto de este riesgo sobre la tasa activa y la generación de nuevo crédito a largo plazo (sección VII). La sección VIII explica ciertas primas de

riesgo que no se han tenido en cuenta en este enfoque y posibles extensiones a esta investigación en trabajos posteriores. También se relacionan los resultados obtenidos con la discusión sobre la aparente paradoja del escaso desarrollo de activos financieros indexados. La sección IX concluye, haciendo mención de los impactos sobre el mercado de financiamiento a largo plazo y el desarrollo de mercados de derivados.

II. Definición y administración del riesgo por tasa de interés real

En general, un banco enfrenta el riesgo de que su condición económica se vea afectada por cambios adversos en las tasas de interés de mercado. Este riesgo existe cuando la sensibilidad de sus activos ante dichos cambios no coincide con la sensibilidad de sus pasivos. Algunas características esenciales a la operatoria de los bancos como intermediarios financieros los exponen al riesgo por tasa de interés. Así, un banco normalmente recibe depósitos a plazos más cortos que aquéllos de los préstamos que otorga. Si bien es inherente al negocio bancario, esta transformación de plazos conduce a riesgo por descalce de tasa¹.

Cuando se aplican índices de ajuste sobre el capital surge un riesgo que es comparable al de tasa de interés. Si la sensibilidad de los activos de un banco a los cambios en el índice de ajuste no es igual a la de los pasivos, existirá riesgo por este descalce.

Las fluctuaciones de las tasas de interés y otras variables financieras que cotizan en los mercados tienen un impacto inmediato sobre la porción de los portafolios bancarios que se contabilizan a valor de mercado. De la misma manera, existe un impacto en valor económico sobre los portafolios cuyos valores contables no reflejan los valores de mercado, aunque ese impacto no se observe inmediatamente, sino a través de los márgenes futuros (es decir, es reflejado por la contabilidad progresivamente, a medida que se registran los márgenes).

Un ejemplo sencillo puede ilustrar este efecto. Supongamos un crédito por \$100, con amortización mensual durante 4 años, capital ajustable por CER y tasa de interés del 3%. El Cuadro 1 muestra la situación inicial con una inflación del 10% anual (que se supone constante, por simplicidad) y una tasa de interés del 4,5% (también constante).

Cuadro 1: Ejemplo de impacto de suba de la tasa de fondeo sobre un préstamo ajustable, reflejo contable versus valor económico

Meses	saldo capital fin periodo	amortización de capital	intereses cobrados	fondeo al 4.5%		fondeo al 5.5%	
				intereses pagados	margen de intereses	intereses pagados	margen de intereses
1 a 12	83.5	26.4	12.3	4.2	8.1	5.1	7.2
13 a 24	61.5	29.2	9.8	3.3	6.5	4.1	5.8
25 a 36	34.0	32.2	9.6	3.2	6.4	4.0	5.6
37 a 48	0.0	35.6	9.4	3.2	6.2	3.9	5.5
Total		123.4	31.7	10.6	21.1	17.1	18.7
Valor Presente de Flujos Futuros (valor económico)				117.5		115.4	

El cuadro muestra el cómputo de los valores contables de capital e intereses si las variables se mantienen en los valores originales y si, en el momento 0, la tasa de fondeo aumenta a 5,5% y luego se mantiene en ese nivel. El último renglón muestra que el impacto

¹ Para profundizar sobre el riesgo de tasa de interés en bancos, una explicación de reducida complejidad técnica puede verse por ejemplo en Bessis (2002)

instantáneo en el valor económico (valor presente de los flujos futuros) es de cerca del 2%. Si el activo estuviera valuado a mercado, se reflejaría instantáneamente una pérdida en el valor del crédito, el cual cotizaría ahora bajo la par. Con el correr del tiempo, el rendimiento del activo reflejaría los intereses cobrados más la evolución de la paridad, la cual tendería al 100% a medida en que se acercara el vencimiento. Si el crédito no se valúa a mercado, la pérdida vinculada a la suba de tasas no tendrá reflejo contable inmediato, sino progresivo en la medida en que se vayan reflejando los intereses cobrados y pagados. Obsérvese que de hecho, la pérdida en valor económico es el valor presente de la disminución de los márgenes futuros².

Los bancos tienen en cuenta los riesgos de mercado, ya sea que se manifiesten inmediatamente en la contabilidad o que lo hagan progresivamente, y toman decisiones de administración del riesgo consistentes con ambos tipos de exposición.

La administración del riesgo de tasa de interés y otros riesgos de mercado incluye usualmente la contratación de contratos de cobertura, el manejo de posiciones activas y pasivas, o la cobertura con capital de los riesgos inesperados, en cuyo caso se evalúa si el retorno resultante para el capital es satisfactorio (enfoque de capital económico). El supervisor, por su parte, realiza un análisis de adecuación similar, pero utilizando su propio nivel de tolerancia al riesgo, el cual tiene en cuenta factores sistémicos y la protección del depositante. La regulación debería generar incentivos correctos para no distorsionar la eficiencia del análisis riesgo/retorno y, a la vez, controlar el riesgo que asumen las entidades y cómo lo cubren³.

Un elemento fundamental para administrar riesgos de mercado es su cuantificación. En los últimos años se han estudiado diferentes medidas de riesgos financieros en el campo académico y en la industria. Entre ellas, son de amplia aplicación aquéllas que calculan las peores pérdidas esperables, en función del comportamiento histórico de las variables relevantes. Una medida de esta clase, ampliamente difundida, es el Valor a Riesgo o VaR. Las medidas VaR son probabilísticas y, como toda medida estadística, se fundamentan en la caracterización de la distribución de la variable a estimar en función de su historia.

El enfoque VaR en general toma en cuenta el comportamiento histórico del factor de riesgo que quiere analizar y no considera fundamentos macroeconómicos, como serían, por ejemplo para la tasa de interés real, factores reales y monetarios o vinculados a la tecnología. Al aplicar este enfoque en este trabajo, además, se tomará como base un período histórico bastante particular. Se ha querido enfocar el problema específico del riesgo de un portafolio bancario descalzado, sin intentar explicar otras relaciones entre variables monetarias y reales. Sin embargo, esto no implica que no exista un control de razonabilidad de los resultados de los modelos y las proyecciones, incluyendo la comparación con modelos de proyección macroeconómica.

III. Administración del riesgo y características especiales de la situación local

Este trabajo estudia el riesgo, en el sistema bancario argentino, de que las variaciones en las tasas de fondeo de los bancos no sean acompañadas por variaciones en el índice que se

² Utilizando la tasa de fondeo como tasa de descuento.

³ El problema esencial del descalce es de solvencia (la caída del valor del activo) y no de liquidez (la necesidad de contar con fondeo), por eso es correcto que se trate en la regulación prudencial con normas de requisitos de capital. Para poner un ejemplo, un banco podría solucionar su riesgo de liquidez por medio de una línea de crédito de un plazo igual al del activo, pero el riesgo subsistirá si esa línea es a tasa variable.

utiliza para ajustar el capital de ciertos activos financieros: el índice CER (el cual se construye a partir del índice de precios al consumidor⁴). Motiva este estudio algunas características singulares de este descalce: (i) es significativo (ii) es persistente (iii) es un factor que desalienta el otorgamiento de nuevo crédito y (iv) es de difícil cuantificación.

Es un dato importante el origen de este descalce porque influye en las posibilidades de administrarlo. Las entidades financieras mantienen en sus carteras más de \$ 50 mil millones de deuda pública denominada en pesos ajustables por CER, lo que representa alrededor del 60% de sus posiciones totales en deuda pública y 1,8 veces su Patrimonio Neto (cifras a junio de 2006⁵). Dentro de este grupo, los Bonos Garantizados (BOGAR) son los de mayor monto, con más de \$ 22 mil millones, seguidos por los Préstamos Garantizados (PG), con cerca de \$ 18 mil millones. Las tenencias de deuda del Banco Central ajustable por CER ronda los \$ 6 mil millones y detrás de este rubro se encuentran tenencias derivadas del último canje de la deuda en default del Gobierno Nacional y tenencia de BODEN ajustable, ambos por algo más de \$ 2 mil millones. Otros títulos y préstamos suman otros \$ 2 mil millones.

Las tenencias de los títulos ajustables PG, BOGAR, BODEN y bonos del último canje de deuda en default, que en conjunto representan el 80% de la deuda ajustable en las carteras, en general ha sido resultado de procesos particulares. Los PG fueron emitidos en el marco de un canje voluntario de la deuda pública nacional a fines del año 2001. Luego, en 2002, los PG en dólares se pesificaron a \$ 1,40 / USD y su capital pasó ajustarse por CER. Existe una gran variedad de PG, algunos de ellos con plazo residual superior a los 25 años. Los BOGAR provienen del “Canje de Deuda Provincial” del año 2002, cuando se convirtió deuda provincial a nacional, y tienen vencimiento en 2018. Los BODEN fueron un instrumento utilizado en el marco de la resolución de la crisis 2001/2002. Los BODEN ajustables que recibieron los bancos como compensación por la “pesificación asimétrica”⁶ vencen en febrero de 2007, por lo cual su monto ha disminuido rápidamente. Los bonos resultantes del canje de deuda en default, tienen vencimientos posteriores al 2030, aunque su monto es menos representativo en el total de posiciones de los bancos.

Estos procesos particulares fueron acompañados por la introducción de facilidades normativas respecto de los activos que los bancos pasaban a recibir (*forbearance*), tanto en materia de exigencias prudenciales como en su valuación⁷. Estos beneficios normativos tienen cronogramas progresivos de eliminación pero, en tanto subsistan, implican un incentivo a mantener las posiciones, por ejemplo, a través del hecho de que las entidades en general deberían mostrar pérdidas contables en caso de venta de estas tenencias.

Como contrapartida, el sistema bancario tiene pasivos ajustables por menor monto (principalmente redescuentos con el BCRA, que se han reducido fuertemente⁸, y en menor

⁴ El coeficiente CER permite la actualización diaria de las deudas; lo calcula el Banco Central de la República Argentina (BCRA) en base al Índice de Precios al Consumidor –IPC– que calcula y difunde el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos –INDEC. Luego del día 7 de cada mes el BCRA da a conocer los valores para los siguientes 30 o 31 días.

⁵ Los datos de este párrafo y el siguiente se obtuvieron de la Superintendencia de Entidades Financieras y Cambiarias, SEFyC, Análisis del Sistema (2006).

⁶ El Gobierno Nacional entregó títulos en pesos ajustables por CER a las entidades para compensar las pérdidas en el patrimonio neto derivadas de la conversión obligatoria a pesos de los créditos bancarios a una tasa de \$ 1 por dólar, paridad desfavorable respecto a la tasa de \$1,40 por dólar impuesta para los depósitos.

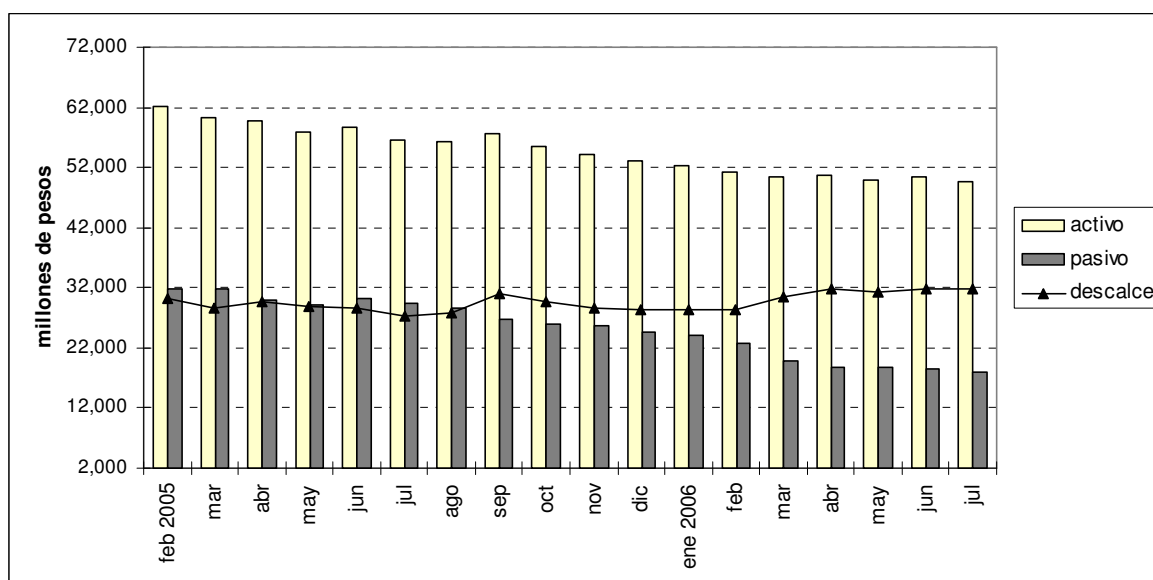
⁷ Principalmente establecidos en la Comunicación “A” 3911 del BCRA y sus modificatorias. Véase BCRA, textos ordenados.

⁸ A enero de 2007 sólo dos entidades mantienen pasivos por redescuentos con el BCRA.

medida nuevos depósitos ajustables por CER). Ello genera un descalse, que se fondea principalmente con depósitos cuyo rendimiento está vinculado con la tasa de interés de mercado (plazos fijos).

Adicionalmente, en meses recientes, la expectativa de una tasa de inflación relativamente alta ha impulsado la tenencia de estos activos, ya que ofrecían un retorno de corto plazo superior a la de otras posibles colocaciones.

Gráfico 1: Descalce en ajuste por CER del sistema bancario desde 2005⁹



Los montos de este descalse han sido significativos desde la salida de la crisis y no han mostrado una tendencia a disminuir, por el momento, sino una alta persistencia. Así, la evolución del descalse ha sido por momentos ascendente y por momentos descendente para el agregado del sistema en los últimos meses, como se observa en el Gráfico 1. Como se mencionó, los activos ajustables por CER en el sistema sumaban a mediados de 2006 alrededor de \$ 50 mil millones mientras los pasivos representaban algo menos de \$ 20 mil millones, arrojando un descalse de \$ 30 mil millones.

En general las entidades financieras no asumen riesgos de descalse en la magnitud que hoy enfrenta el sistema bancario argentino. Si bien el descalse de plazos es esencial a la actividad de los bancos, éstos administran los descalses excesivos que resultan de su operatoria tradicional (sus *banking books*) usando productos financieros de cobertura, o descargan una parte de sus activos (y los riesgos) en el mercado a través de titulizaciones. Estas posibilidades están limitadas en Argentina por varios motivos; entre ellos, es importante la existencia de beneficios normativos, como se explicó. Respecto a los pasivos, claramente hay motivos para que los bancos deseen cancelar los Redescuentos con el BCRA que trascienden la evaluación del descalse de tasa, vinculados a la reputación, los planes de adecuación, etc. Estos motivos han llevado a que las entidades en general busquen una cancelación anticipada de estas deudas. Por otra parte, los mercados de cobertura no están suficientemente desarrollados como para que los bancos cubran su descalse a través de ese tipo de operatoria.

⁹ SEFyC, Coordinación de Supervisión, (2006).

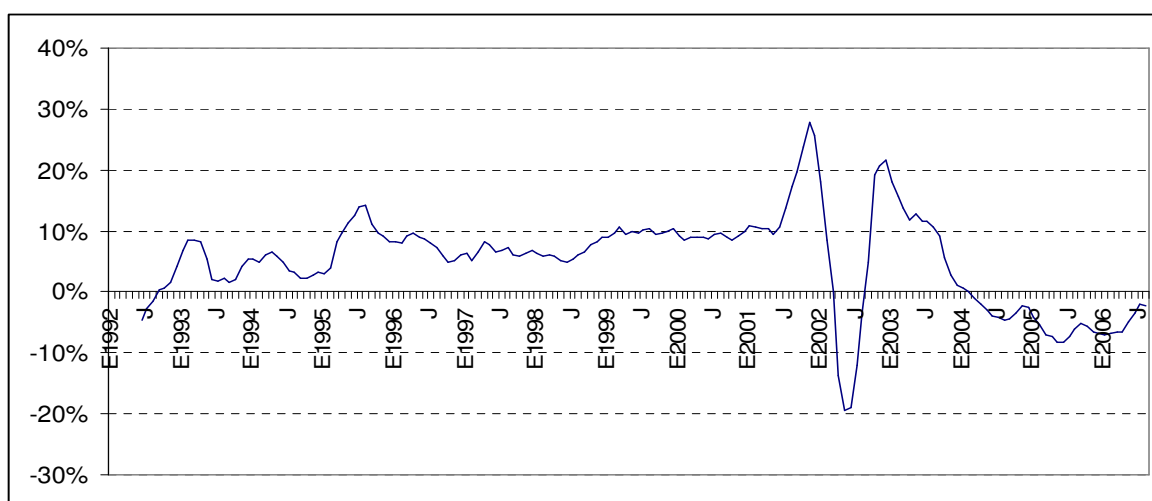
Dado ese descalce, el valor económico del portafolio de los bancos sufriría una pérdida si la tasa de interés real experimentara un alza, es decir, cuando una suba en la tasa de interés nominal no estuviera acompañada con un aumento de la inflación (capturada por el CER), o cuando la inflación fuera menor a la esperada, y esto no se acompañase por un descenso de la tasa de interés. En tanto los activos que generan este descalce no estén registrados contablemente por su valor económico o de mercado, los valores contables no mostrarán inmediatamente estas fluctuaciones, pero a lo largo del tiempo sí las irán reflejando, en la medida que las variaciones en las tasas de interés impacten en los márgenes.

Pero las dificultades no surgen sólo a la hora de cubrir los descalces, sino también de cuantificar el riesgo implícito. Esto es así porque las metodologías de riesgos financieros utilizan métodos estadísticos que, en general, descansan en las series históricas de las variables y por lo tanto es importante que estas series refieran a regímenes y ambientes económico-financieros semejantes a los pronosticados para el futuro que se quiere predecir. Debido a los cambios estructurales acontecidos en el país en diferentes épocas, es especialmente problemático en Argentina contar con series de tiempo relevantes y suficientemente largas.

Adicionalmente, aún en los países avanzados, los mercados de activos financieros ajustables por inflación están relativamente menos desarrollados, por lo cual la evaluación de los riesgos asociados no recibe tanta atención por los expertos¹⁰. Las metodologías para evaluar riesgos de tasa de interés nominal no son directamente aplicables a la tasa real, ya que la tasa de inflación o índice de ajuste se aplica como actualización del capital y no como una tasa de interés, por lo cual es necesario introducir ciertas adaptaciones en los modelos de riesgo.

La coyuntura financiera local también es particular, en el sentido de que las tasas de interés reales de fondeo de los bancos han sido últimamente bajas o negativas, lo cual no se ha observado en los últimos 15 años (Gráfico 2). Si bien es esperable que la tasa de interés real vaya tornándose positiva, en este trabajo no sólo es importante el valor esperado de las variables. Al medir el riesgo se pone foco no sólo en valores esperados sino en eventos extremos que pueden tener lugar como resultado de shocks, o eventos inesperados.

Gráfico 2: Tasa de Interés Real promedio de 6 meses
(según la tasa de depósitos a plazo fijo de corto plazo y la inflación minorista mensual)



¹⁰ Por ejemplo, Shen (1998), Kothari et al. (2004) y Jarrow et al. (2002)

Vale la pena destacar que, de los últimos 15 años, el período hasta fines de 2001 se caracterizó por la vigencia de un sistema de Convertibilidad, o tabla de conversión, que logró bajas tasas de inflación comparadas con períodos anteriores, pero que también es consistente con mayor volatilidad de la tasa de interés debido a las limitaciones para hacer política monetaria, en comparación con regímenes monetarios más flexibles. El abandono de la Convertibilidad a fines de 2001 fue seguido por un período de altísima inestabilidad de alrededor de 18 meses.

En la actualidad, la política monetaria y de tipo de cambio flotante, en principio, llevarían a esperar menos volatilidad de las tasas de interés de mercado y mayor absorción de los shocks exógenos. Sin embargo, no existe aún un funcionamiento pleno de la política monetaria debido a la escasa profundidad de los mercados financieros y los reducidos porcentajes de crédito en la economía. Esto lleva a pensar que todavía ciertos aspectos de la situación financiera son transitorios.

IV. El Valor a Riesgo (VaR)

La medida de riesgo que se va a calcular es un Valor a Riesgo (VaR). El VaR es una categoría de medidas de riesgos de mercado y normalmente se aplica para obtener una pérdida crítica en valor de mercado de un portafolio¹¹.

El valor de mercado de un portafolio en el momento actual es conocido pero no en un momento del futuro. Éste valor al final del período establecido es una variable aleatoria con una distribución de probabilidad condicional en la información disponible en el momento 0. El VaR supone que el portafolio permanece invariante durante el período –del momento 0 hasta el momento 1 en el futuro. Se puede cuantificar el riesgo de mercado del portafolio con una descripción de esa distribución condicional, la cual según el método será completa o incompleta (según se estimen algunos parámetros de la distribución o toda la distribución). Los cuantiles de la pérdida del portafolio son las medidas más difundidas de VaR. Así, si el cuantil 0,95 de la distribución de pérdidas diaria de un portafolio, es de \$1 millón, se dice que el VaR al 5% es de ese monto, lo que significa que es esperable que el portafolio pierda menos de \$1 millón en 19 de cada 20 días, o, lo que es lo mismo, que pierda más de ese monto en el 5% de los días.

Cuando el valor de los activos financieros que forman el portafolio depende de la tasa de interés, para hacer más fácilmente operativa la medición del VaR se busca una función que “mapee” a los activos en la tasa de interés. El mapeo caracteriza la sensibilidad del valor de los activos que componen el portafolio a cambios en los factores de riesgo. Esta relación suele no ser lineal. Luego, el valor del portafolio depende linealmente del valor de los activos que lo componen, ya que es la suma de cada uno de los valores de los componentes, ponderada por las posiciones correspondientes. Estudiando la distribución condicional de la tasa de interés de la cual depende el portafolio se puede estimar cuál es su máxima variación, con cierto nivel de confianza y en un horizonte temporal dado. Luego se traduce este cambio crítico de la tasa al cambio en el valor del portafolio, según la función de mapeo. El enfoque de mapeo más ampliamente utilizado para portafolios cuyo valor es fundamentalmente afectado por la tasa de interés es el de Modified Duration. Éste permite una aproximación de primer orden, o lineal al valor del portafolio.

¹¹ Para profundizar sobre el VaR de riesgos de mercado puede verse Jorion (2001), Holton (2003) y Mina et al. (2001).

Formalmente, cuando el portafolio se expresa en función de los precios de los activos que lo componen, el valor del portafolio es un polinomio lineal de estos precios. La varianza del retorno R_p del portafolio es

$$\text{Varianza}(R_p) = \sigma_p^2 = x' \Sigma x,$$

donde los vectores x reflejan las posiciones y Σ es la matriz de varianzas y covarianzas de los retornos de los activos que componen el portafolio. De allí, suponiendo normalidad condicional de la distribución de R_p en el momento 1, se deriva la expresión más difundida del VaR, según la cual

$$\text{VaR} = \alpha \sigma_p,$$

donde α es el valor “z” en la distribución Normal estándar que corresponde al nivel de confianza elegido, σ_p es el desvío estándar del retorno del portafolio según la expresión dada anteriormente. En esta fórmula, las volatilidades deben referirse a retornos que estén medidos en forma consistente con el horizonte temporal del VaR. Si no lo están y si se supone independencia en los retornos, puede escalarse la volatilidad utilizando la regla de la raíz cuadrada del tiempo. Así la volatilidad de un retorno para un horizonte de T días se estima como la volatilidad de retornos diarios multiplicados por la raíz cuadrada de T y la expresión anterior se transforma en

$$\text{VaR} = \alpha \sigma_p T^{0.5}.$$

Cuando existe un mapeo, la expresión del portafolio en función de los factores de riesgo usualmente deja de ser una relación lineal. El valor del portafolio queda expresado en función del factor de riesgo (o de un vector de factores de riesgo) que, en este caso es la tasa de interés real o bien la tasa nominal y la tasa de inflación, y la función que mapea el/los factor/es de riesgo en el valor del portafolio.

En los casos en que los mapeos producen portafolios no lineales, el cálculo del VaR se hace más complejo. Existen varias soluciones, incluyendo:

- a) Aproximar el cuantil deseado a través del método de Monte Carlo;
- b) Aproximar la función a un polinomio lineal (re-mapping) y luego aplicar la solución lineal;
- c) Asumir que los factores de riesgo son conjuntamente-normales y aplicar las técnicas probabilísticas apropiadas para polinomios cuadráticos.

La solución b) normalmente implica aproximar la función que relaciona el valor del portafolio con los factores de riesgo a través de un polinomio. Su forma más simple sería a través del gradiente (primer orden del polinomio de Taylor) y un poco más precisa a través del gradiente y el Hessiano (2° orden del polinomio de Taylor) de la función no lineal. Al aplicar el enfoque de Modified Duration en este trabajo, estudiamos una aproximación de primer orden o lineal.

El portafolio y las variables elegidas

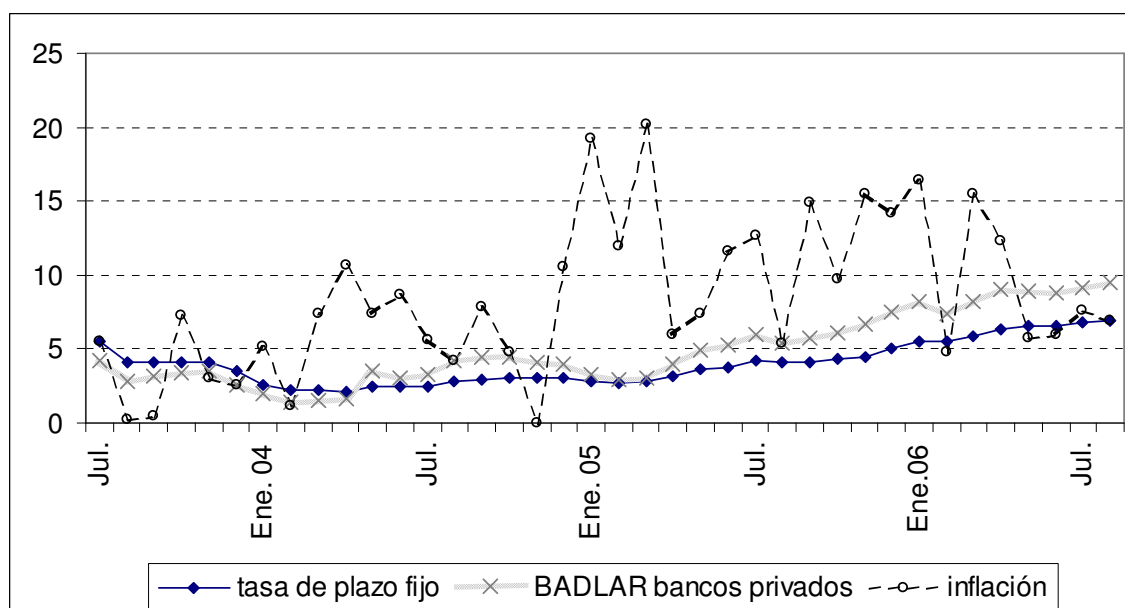
Respecto del portafolio cuyo riesgo se va a estudiar en este trabajo, no estudiaremos el VaR de un portafolio real, sino el de un portafolio hipotético *benchmark*, cuyo valor nominal inicial es \$100. Se supone un préstamo a 48 meses de plazo, con amortizaciones mensuales iguales, cuyo capital ajusta por CER y paga mensualmente una cierta tasa de interés fija. Este activo se fondea marginalmente, es decir, con nuevos pasivos, los cuales

se captan como plazos fijos de corto plazo. Esto permite que el análisis se haga respecto a esta tasa en lugar de una tasa promedio de captación. La justificación de este enfoque es que ya existe un portafolio de activos y pasivos, que está más o menos calzado en tasas, y se analiza la adición marginal de un activo financiero con estas características y con este fondeo marginal.

Alternativamente, podría haberse planteado que el activo se fondea con plazos fijos que pagan tasa BADLAR¹². Los resultados no habrían cambiado sensiblemente, ya que la BADLAR y la tasa de plazos fijos hasta 59 días tienen comportamientos similares en lo que respecta a este análisis (volatilidad, correlación con la tasa mensual de inflación), por lo menos para la tasa promedio del sistema. El Gráfico 3 ilustra intuitivamente este punto. Se observa una mayor volatilidad de la BADLAR de los bancos privados pero no una correlación claramente más alta con la inflación, en comparación con la tasa de plazo fijo. La eventual utilización de BADLAR habría planteado la dificultad adicional de que no existe una serie histórica mensual larga y, si bien se podría construir, sería mucho más corta que la de plazo fijo.

En concreto, se trabajó con las series de tasa de interés de plazo fijo hasta 59 días publicada por el BCRA y los cambios en el índice minorista de inflación IPC publicado por el INDEC.

Gráfico 3: Evolución reciente de la tasa de plazo fijo de 30 a 59 días, la BADLAR de bancos privados y la tasa mensual de inflación



No es trivial la definición de la tasa de interés real. Aplicando la ecuación de Fisher $(1 + \text{Tasa de interés real}) = (1 + \text{tasa de interés nominal}) / (1 + \text{tasa de inflación})$.

De manera que podríamos trabajar con la tasa de interés real, como un solo factor de riesgo, o bien tomar la tasa nominal y la inflación como dos factores de riesgo.

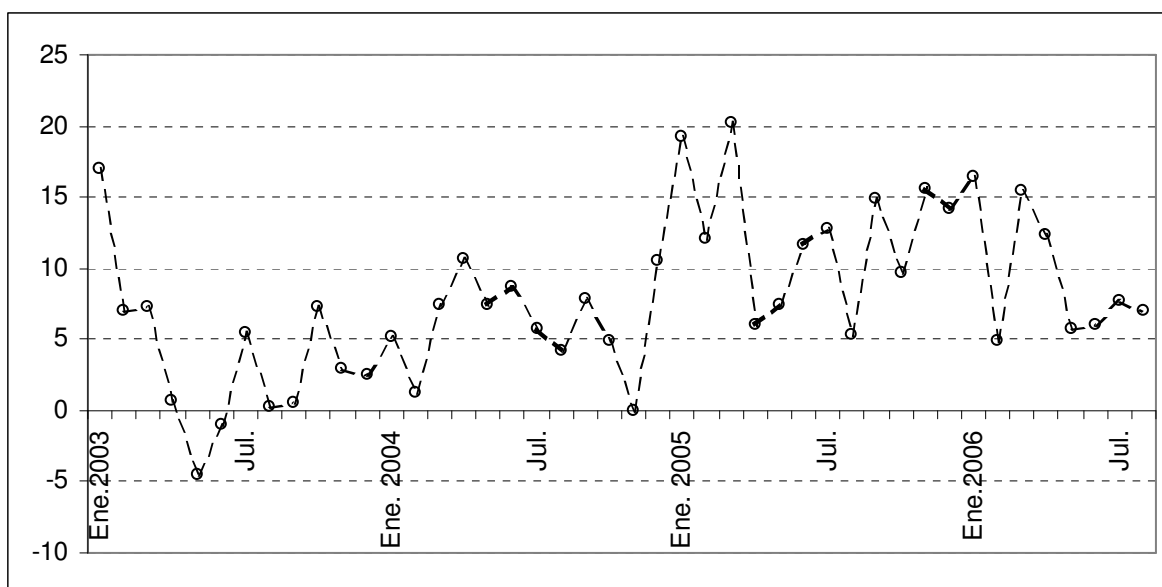
¹² La tasa BADLAR es el promedio de las tasas pagadas por depósitos a plazo fijo de 30 a 35 días de plazo de más de un millón de pesos y se calcula para el promedio general del sistema bancario y para bancos privados.

Otra definición concierne el uso de tasas de interés ex post (observadas) o ex ante (esperadas). En este ejercicio se trabajará con variables ex post por los obstáculos para generar series históricas de variables esperadas y por ser la forma habitual de aplicación de técnicas VaR.

Es relevante desde el principio establecer los períodos sobre los cuales se miden y expresan las variables antes mencionadas. Por ejemplo, la tasa de inflación, podría medir el cambio en el índice de precios de este mes, o de los últimos 12 meses, o de los próximos 12 meses esperados, u otras definiciones posibles.

Para este trabajo, es muy importante notar que la tasa de inflación en su versión mensual anualizada muestra cambios mensuales que son generalmente significativos pero transitorios. El Gráfico 4 muestra esta tasa desde enero de 2003. Se observa que las variaciones mensuales o trimestrales de esta tasa pueden ser significativas y no son permanentes.

Gráfico 4: Inflación mensual anualizada desde enero de 2003



V. Diferentes métodos de cálculo de VaR. Aplicabilidad al caso bajo estudio

Existen tres métodos tradicionales de cálculo de VaR: el método paramétrico lineal o “Delta-Normal”, el método de simulación histórica y el de Monte Carlo estructurado. En este caso, además, podría pensarse en la aplicación del primer método (Delta-Normal o paramétrico) en dos versiones: utilizando la tasa de interés real como único factor de riesgo y utilizando un mapeo en la tasa de inflación y la tasa nominal de interés como dos factores de riesgo.

Los diferentes métodos buscan producir la misma medida de riesgo, es decir, el peor valor del portafolio (o mayor pérdida) en un plazo determinado de tiempo, cuyo monto es esperable que se vea excedido sólo en un porcentaje pequeño de los casos (el nivel de confianza).

a. Método paramétrico o “Delta Normal”: Estudio de su aplicabilidad

El valor de un activo financiero (o un portafolio de ellos) es el valor presente de sus flujos de fondos futuros esperados (haciendo abstracción de primas o premios por riesgo, que se comentan más abajo). Si el valor de un activo depende fundamentalmente de la tasa de interés, es relevante conocer cuál será ésta *a lo largo de la vida del activo*. Normalmente y por simplicidad, se aplican enfoques como el de Modified Duration (MD), que, aproximan el cambio del precio de un activo financiero ante un cambio en la tasa interna de retorno (tir) del activo, haciendo los siguientes supuestos: (i) hay una sola tasa de interés relevante –correspondiente a las tires de mercado para la duration del activo–, o bien la curva de rendimientos es chata en ese nivel de tasa; (ii) los desplazamientos de la curva de rendimientos son paralelos; (iii) dichos desplazamientos son permanentes; (iv) se ignoran los “efectos cupón” –distinta distribución temporal de flujos de fondos para activos con la misma duration– y (v) se supone que la relación entre el valor del activo y la tasa es lineal, cuando en realidad no lo es. Todas estas simplificaciones reemplazan la estimación de una trayectoria de la tasa de interés para el periodo de vida del activo y la valuación total para cada proyección posible.

Tómese en primer lugar el método Delta Normal con un factor de riesgo. Para este trabajo el factor de riesgo sería la tasa de interés real. Para medir la sensibilidad ante cambios en la tasa de interés real de un activo cuyo capital ajusta por inflación y paga cupón según una tasa fija, debe derivarse la expresión de la Modified Duration ante cambios en dicha tasa. En el Anexo 1 se muestra que la MD por cambios en la tasa real de interés de fondeo tiene la misma expresión que la MD para activos que no ajustan por inflación.

El VaR vendría dado entonces por la siguiente expresión:

$$\text{VaR} = V * MD * \sigma * 2,326$$

donde V es la posición medida como el valor presente del activo, σ es el desvío estándar de los cambios en la tasa de interés real y 2,326 es el “valor z” que corresponde al 99% de confianza en la distribución Normal estándar. El VaR porcentual es la misma expresión anterior, sin multiplicar por la posición. Si los cambios en la tasa de interés real se miden para el horizonte del VaR, no hace falta multiplicar por la raíz cuadrada del tiempo.

Si en cambio se tomara el método Delta Normal con dos factores de riesgo, usando también el enfoque de MD, debería “mapearse” la posición en los factores: la tasa de interés nominal y la tasa de inflación. En la fórmula de VaR anterior, la volatilidad sería la que se obtiene a partir de la varianza del portafolio según la siguiente expresión:

$$\text{Varianza}(R_p) = \sigma_p^2 = x' \Sigma x,$$

Los vectores x deben reflejar las posiciones ponderadas por la sensibilidad a los factores de riesgo cuya volatilidad se toma en la matriz de varianzas y covarianzas. En este caso, los componentes de x serán los valores económicos multiplicados por la MD ante cambios en la tasa nominal y en la tasa de inflación, respectivamente. La expresión teórica de la MD ante cambios en la inflación no tiene una expresión tan sencilla y puede obtenerse de manera “efectiva”, es decir, como el cambio proporcional del valor calculado del activo ante cambios pequeños en la tasa de inflación. Para el activo del ejemplo, la MD por cambios en la inflación está cerca de 2.

Evaluación de este enfoque para el riesgo de tasa de interés real

Para este trabajo se ha concluido que sería incorrecto trabajar con el método Delta Normal, en sus dos opciones, dado que ciertos supuestos de la metodología no se cumplen y que no se cuenta con ciertos datos. En particular, resultan especialmente problemáticos en la expresión del VaR Delta Normal la falta de una estructura temporal de tasas relevantes y los supuestos de independencia en los movimientos de las tasas de interés y de volatilidad constante. Como se ha demostrado extensamente en la literatura (cuyo resumen se incluye en el Anexo 4 de este trabajo) y en los modelos de comportamiento que se desarrollaron para el caso argentino, ambos supuestos están lejos de ser corroborados por las observaciones empíricas. En cambio, se observa:

- una significativa tendencia de las tasas de interés a volver a un nivel promedio de largo plazo, por lo cual la aplicación del método Delta-Normal sobre-estimaría el riesgo;
- cambios de la volatilidad en el tiempo y “saltos” en el comportamiento de las variables, por lo cual la estimación de riesgo no será apropiada.

Cabe recordar que el método VaR y en particular en su versión Delta Normal, se desarrolló para ser aplicado principalmente a portafolios de acciones y con horizontes temporales muy cortos (un día¹³ o unos pocos días). El comportamiento de los rendimientos de las acciones en ese horizonte suele caracterizarse con procesos estocásticos muy diferentes a los que muestran las tasas de interés. De allí que el método paramétrico suponga que los retornos se comportan como un *random walk*¹⁴, lo cual sería aceptable para acciones y horizontes cortos pero no para tasas de interés y horizontes largos.

Es importante destacar que en el caso del VaR por tasa de interés real, no sólo son relevantes las trayectorias de la inflación y las tasas de interés que van a observarse en el horizonte del VaR (que en el ejercicio de este trabajo se fija en 3 meses), sino aquéllas que estarían vigentes hasta la extinción del portafolio. Si el activo *benchmark* tiene vencimiento dentro de 4 años, su valuación y evaluación de riesgo demandaría formar una expectativa sobre las trayectorias tasas de interés y de inflación para los próximos cuatro años, así como sus posibles fluctuaciones. Pero esta forma de trabajar implicaría un enfoque de simulación, el cual se aplicará más adelante. Con un enfoque de Modified Duration, debería multiplicarse esta medida de sensibilidad por un cambio en la tasa de retorno relevante para la “duración” del activo. En ese caso, se necesitaría una estructura temporal de rendimientos (o de tasas de fondeo que pagan los bancos para diferentes plazos) para analizar su volatilidad histórica, pero lamentablemente no existe.

Para intentar paliar el problema de la falta de dicha estructura temporal, se podría intentar construir una tasa para el plazo del activo, construyendo por ejemplo una serie histórica de tasas reales de interés para los siguientes 2 años (duration del activo *benchmark*), acumulando las tasas mensuales correspondientes, lo cual implicaría hacer el supuesto simplificador de que las tasas para plazos largos, que no se pueden observar, predecirían perfectamente las tasas de corto plazo que van a verificarse en el futuro y que no hace falta otra información. Luego se podría calcular la volatilidad trimestral de esta serie histórica. En este cómputo quedaría incorporado el hecho de que existen saltos y una tendencia a retornar a la media. Pero esta técnica ad-hoc significaría un alejamiento del enfoque paramétrico tradicional, además de necesitar los supuestos fuertes que se mencionaron, por lo cual, es preferible no abordarla.

¹³ Por ejemplo en Riskmetrics, véase Mina et al. (2001)

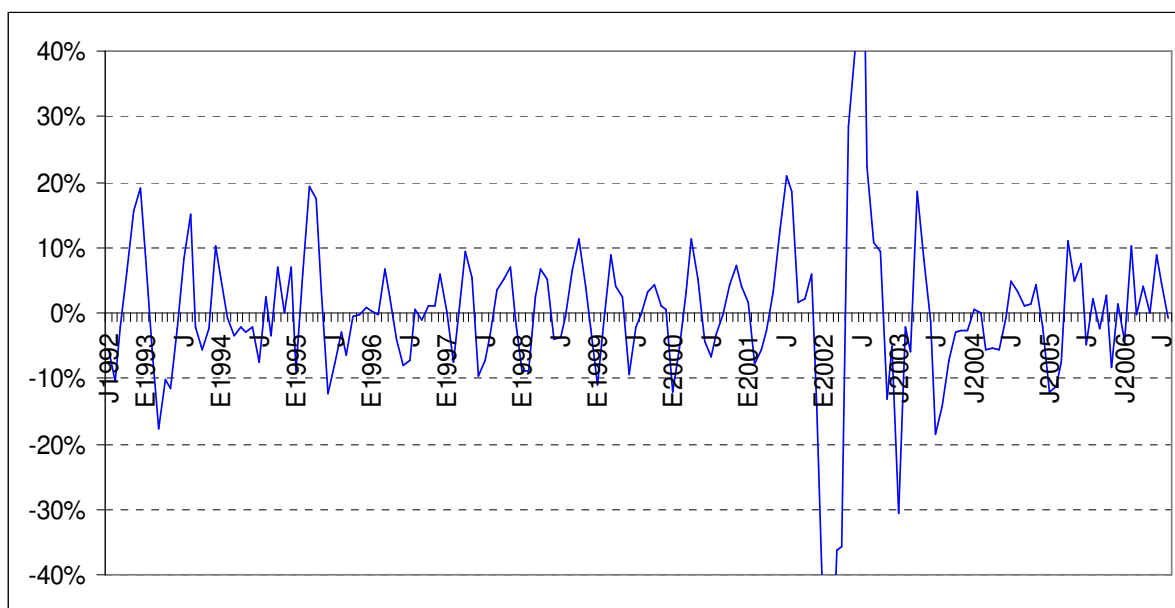
¹⁴ Cuando una variable se comporta como un random walk, la distribución de sus cambios es Normal y de allí deriva la denominación “Normal” del método “Delta-Normal”.

b. Método histórico

Otra técnica que se ha utilizado tradicionalmente para el cálculo del VaR es la de simulación, histórica. Así como el método de simulación de Monte Carlo genera realizaciones de las variables empleando técnicas de análisis de series de tiempo y generando trayectorias aleatorias de las mismas para poder caracterizar la distribución de la variable de interés, una alternativa es tomar los datos históricos como una realización y caracterizar la distribución de los factores de riesgo con dicha realización. Este método fue popular a mediados de los '90s y fue cayendo en desuso en la medida que se hicieron accesibles las técnicas para generar números aleatorios y la aplicación de la simulación de Monte Carlo.

El Gráfico 5 muestra la evolución de los cambios trimestrales de la tasa de interés anual real de corto plazo. Los cambios pueden ser muy abruptos de un mes al otro, cuando se toma la definición de tasa real mencionada, principalmente como resultado de la variabilidad de la tasa de inflación.

Gráfico 5: Cambios trimestrales de la tasa de interés real



Esta metodología también se descarta en este trabajo, porque el uso de los peores cambios trimestrales de la tasa de interés real ignoraría la transitoriedad de los mismos.

VI. Método Monte Carlo Estructurado

El VaR de un activo financiero cuyo capital ajusta por CER se podría estimar utilizando la técnica de Monte Carlo. Esta metodología permite construir una distribución estadística de valores futuros del portafolio y, en función de los cuantiles de esa distribución, calcular el VaR. Para aplicar este método, se ha modelado la evolución de la tasa de interés de plazo fijo mensual y la evolución del IPC, usando modelos econométricos de series de tiempo de amplia aceptación. Por supuesto, las limitaciones impuestas por la presencia de cambios estructurales en las series históricas largas están presentes y obligan a calibrar los modelos

de comportamiento sobre un conjunto relativamente escaso de datos o sobre una serie larga, controlando por los cambios más importantes. En este caso, los modelos se calibraron en función del comportamiento histórico en un período amplio en Argentina (desde 1992 hasta la actualidad), capturando períodos específicos con variables dummies.

Usando los modelos de comportamiento con los coeficientes estimados, la técnica de Monte Carlo permite simular una gran cantidad de probables trayectorias (“corridas”) de la tasa de interés de plazo fijo y del CER, durante la duración del contrato supuesta. En función de ellas se determinan los pagos en cada mes (capital e intereses) y el valor presente del activo en cada corrida. Se obtiene así una distribución de valores y se puede determinar el VaR midiendo el cuantil correspondiente en esta distribución.

Cabe mencionar aquí, si bien se expande el concepto en párrafos más adelante, que no es necesario modelar la dinámica de las tasas neutrales al riesgo dado que el objetivo es un cálculo de VaR, por lo cual se trabaja y proyectan variables reales. Si el objetivo del trabajo fuera de *pricing* de activos derivados de estas variables subyacentes, debería hacerse este ajuste.

La técnica de simulación se propone teniendo en cuenta que:

- Es más adecuado simular la evolución del CER y de la tasa de interés por separado, ya que el CER no es una tasa de interés sino un índice de ajuste del capital, por lo que el efecto financiero es diferente (afecta al capital y no se paga periódicamente sino que se capitaliza). Trabajar con una tasa real no es exacto.
- Se ha explicado que el ejercicio paramétrico tendría numerosos problemas metodológicos, además del hecho de que la distribución de los cambios de la tasa real se asemeja imperfectamente a una distribución Normal, lo que introduciría aún más distorsiones.
- Los resultados dependen de la interacción de los valores iniciales de las variables proyectadas (CER y tasa de interés de plazo fijo), de sus valores de equilibrio, de la velocidad con que estas variables tienden a los valores de largo plazo, de la posibilidad de saltos de la volatilidad y de la correlación.
- Todo ello sugiere la utilización de un método que capture los efectos dinámicos.

Los modelos para describir la evolución de la tasa de inflación y de la tasa de interés de depósitos a plazo fijo son modelos econométricos de series de tiempo y se calibraron para el período abril de 1992 a agosto de 2006.

El modelo para la tasa de interés de los depósitos a corto plazo

Hechos estilizados en la tasa de interés de corto plazo en el mercado bancario argentino

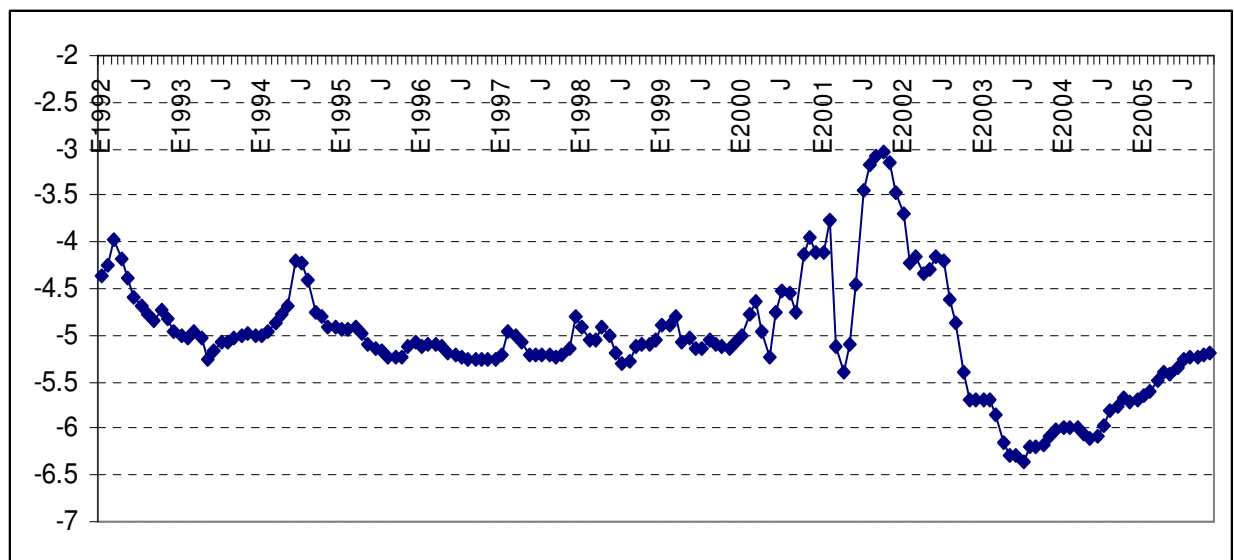
El Cuadro 2 muestra estadísticas resumen de la tasa de interés de plazo fijo de 30 a 59 días, de su logaritmo y de la diferencia del logaritmo para el período abril 1992 - agosto 2006. Es llamativa la existencia de leptocurtosis.

La tasa de interés se modeló utilizando como variable a explicar el cambio en el logaritmo de la tasa de plazo fijo de hasta 59 días. El Gráfico 6 muestra la evolución de la variable en logaritmos.

Cuadro 2: estadísticas resumen de la tasa de interés de corto plazo

	$\Delta \log r$	$\log r$	R
Media	-0.004616	-5.003216	10.98759
Mediana	0.002091	-5.062976	7.861877
Maximo	1.003034	-3.024458	76.70115
Minimo	-1.362056	-6.360298	2.094463
Desvío Est.	0.207951	0.627335	11.24380
Simetría	-0.746374	0.529160	3.793070
Curtosis	16.37818	4.125132	19.38627
Observaciones	172	173	173

Gráfico 6: Ln de la tasa de plazo fijo efectiva mensual



De la serie pueden extraerse algunas observaciones que parecen cumplirse en general:

- Se observa claramente el período de la crisis 2001/2002, caracterizado por cambios sumamente abruptos de la tasa y una volatilidad altísima y persistente, que se extiende hasta mediados de 2003.
- Aún utilizando logaritmos y fuera del período de crisis, 2001/2002 es evidente la existencia de “saltos” (positivos) en la trayectoria.
- Luego de los saltos, la tasa tiende a regresar a un nivel “de equilibrio”.
- Luego de la crisis, la tasa también parece mostrar una tendencia a regresar a un nivel de equilibrio. A diferencia de los “saltos” anteriores, en este caso tiende a regresar desde un nivel inferior. No está claro si ha cambiado la tasa “de equilibrio” a la cual tiende.
- Existe autocorrelación.

Si bien se darán argumentos más adelante sobre la elección del modelo para la trayectoria de la tasa de interés, la observación empírica ya estaría apuntando a distinguir períodos y a la elección de un proceso de difusión estocástica complementado por un proceso de saltos.

El modelo de tasa de interés de corto plazo

Siendo el objetivo principal del trabajo el obtener una estimación del nivel de riesgo que sea aplicable al sistema bancario argentino, se ha dado una alta valoración al objetivo de mantener reducido el nivel de dificultad en la modelización. La idea principal es que el modelo debería ser fácilmente desarrollable y aplicable por un analista del mercado local o el supervisor, por supuesto sin sacrificar un grado importante de precisión ni rigor técnico.

Se ha buscado principalmente que el modelo ofrezca una caracterización estadística satisfactoria y sea consistente con los fenómenos empíricos de la dinámica de la serie de tasas de interés en el plazo bajo estudio, en especial la tendencia a revertir a un valor promedio de largo plazo y la existencia de discontinuidades. Se distinguen saltos de dos tipos: (i) por “sorpresas” o contingencias de corto plazo vinculadas a turbulencias en los mercados financieros cuyo disparador normalmente se localiza fuera del país y (ii) shocks vinculados a la crisis interna de fines de 2001-2002.

El modelo explica el comportamiento del cambio mensual del logaritmo de la tasa de plazo fijo. El uso de logaritmos evita que la tasa de interés nominal pueda tomar valores negativos. A la vez, la especificación de la ecuación a estimar implica un proceso de reversión a la media, por el cual la tasa tiende a regresar a un valor de largo plazo luego de un shock. La ecuación es la siguiente:

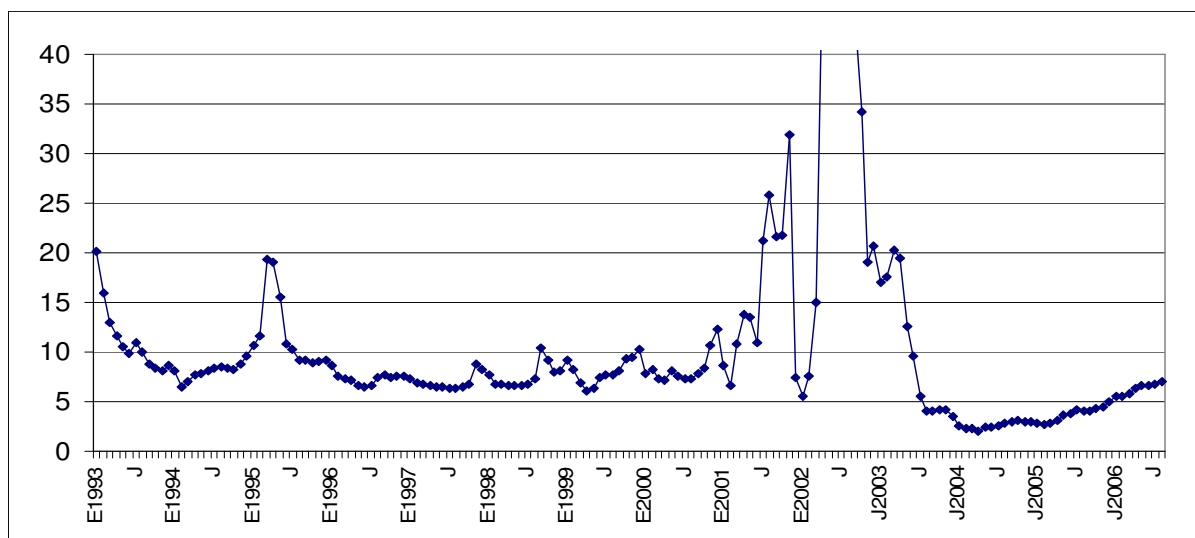
$$\Delta \log r_t = c + a \log r_{t-1} + \sum b_i \Delta \log r_{t-i} + \sum c_i D_i^1 + \sum d_i D_i^2 + e Dm \quad (1)$$

La tasa de plazo fijo de corto plazo es r_t y Δ es la primera diferencia. Las variables que resultaron significativas fueron la variable explicada rezagada uno y seis periodos, una constante y el logaritmo de la tasa del período anterior. Además resultaron significativas un conjunto de variables *dummy* (representadas como D^j) que capturan saltos por los siguientes períodos de turbulencia del mercado: la crisis del Tequila, la crisis de Asia, la crisis de Rusia, el cambio de gobierno nacional en 1999 y el “blindaje”¹⁵ a fines de 2000. Otro conjunto *dummies* (D^2) captura el efecto de los sucesivos saltos en la tasa por la creciente incertidumbre de 2001 y, finalmente, la introducción del “corralito”¹⁶ y el período de emergencia (de 2002 hasta mediados de 2003). Además, resulta significativa una *dummy* (Dm) que captura el hecho de que la tasa a partir de abril de 2005, muestra una tendencia sostenida a crecer, luego de haber caído fuertemente con posterioridad a la crisis (hasta niveles históricamente muy bajos) y de un período inmediatamente posterior en el cual subió y bajó (Gráfico 7). No resultaron significativos términos ARMA para los residuos.

¹⁵ Paquete de ayuda externa para paliar incertidumbres respecto de la deuda del Gobierno, a fines de 2000,

¹⁶ Limitaciones al retiro de depósitos en efectivo del sistema bancario

Gráfico 7: Tasa de PF en pesos de hasta 59 días



En general, los modelos teóricos para la tasa de interés requieren una sofisticación superior a la de este modelo. Aunque por otra parte, también es cierto que en este caso se obtiene una caracterización estadística de los fenómenos observados muy satisfactoria, lo cual es difícil de encontrar en la literatura. Se ha dejado para un anexo¹⁷ el resumen de la vastísima literatura sobre la modelización de la dinámica de la tasa de interés, lo que refleja la falta de consenso sobre la especificación correcta del proceso subyacente y, en particular, sobre la forma de modelar su volatilidad. Los modelos teóricos se han focalizado en la determinación del precio de contratos derivados, en la medición del riesgo de tasa de interés que surge de portafolios que incluyen estos contratos y en la modelización de la estructura temporal de rendimientos. Especial atención reciben los modelos de la tasa de interés de corto plazo porque ella influye en toda la estructura temporal. Un gran número de estudios empíricos han mostrado que los modelos teóricos más tradicionales (de difusión) no explicarían adecuadamente las características observadas de la dinámica de las tasas de interés, lo cual dio lugar a propuestas de nuevas formulaciones. Son ejemplos de los modelos propuestos los de difusión de un solo factor, modelos GARCH, modelos de cambio de régimen y de saltos (*jump-diffusion*). Estos desarrollos se mueven buscando un equilibrio entre el grado de dificultad de los modelos y su ajuste como representación de los procesos observados empíricamente.

En la literatura, el modelo “de referencia” de Pfann et al. (1996) tiene similitudes con la parte autorregresiva del modelo de este trabajo. El de Pfann et al. es un modelo lineal AR(2) para los cambios de la tasa de rendimiento de las notas del Tesoro de Estados Unidos, sobre el cual los autores comentan que sufre de heterocedasticidad y autocorrelación, antes de pasar a proponer un modelo de umbrales. En nuestro caso, esos síntomas de problemas de especificación no están presentes, como se muestran en los tests respectivos que se adjuntan en el Anexo 2 (además de los tests de estacionariedad de la variable explicada y los resultados econométricos).

Estos resultados así como la familiaridad y extensión del uso de los modelos ARIMA, contribuyen a proponer este tipo de modelos para Argentina. Por ejemplo, algunas soluciones informáticas permiten la estimación de este tipo de modelos de forma

¹⁷ Ver el Anexo 4.

automática. En este caso, la automatización total no es posible por la necesidad de identificar los saltos, pero el proceso de estimación econométrica puede verse muy simplificado al mantener esta especificación¹⁸.

La segunda parte del modelo estimado, que comprende las *dummies* que capturan los saltos en la evolución de la tasa, se presta para plantear una trayectoria con un término de “saltos” estocásticos. El modelo con saltos provee una caracterización estadística de la tasa de interés que es mejor que la que se lograría con complejos modelos de difusión o autorregresivos, y ello está en línea con los resultados de ciertos estudios para tasas de corto plazo en EEUU¹⁹.

En cuanto a la reversión a la media, el modelo se inscribe dentro de la no-linealidad de la tendencia en las tasas de interés²⁰.

Proyección de la trayectoria de la tasa de interés para la simulación

Para proyectar trayectorias de la tasa de interés de corto plazo se ha excluido intencionalmente la ocurrencia de episodios como la crisis 2001/2002. En cambio, no se descarta la ocurrencia de saltos como los vinculados a otros shocks menos disruptivos. Justamente con ese objetivo se distinguieron dos conjuntos de *dummy*: las que se refieren a un primer tipo de shocks (crisis de Rusia y Asia, por ejemplo) y las que se vinculan con la crisis 2001-2002. Una extensión del modelo sería incorporar la posibilidad de crisis (o cambio de régimen). Ello permitiría que el proceso de la tasa de interés en algún momento migre a un régimen de tasas más altas y más volátiles, donde predominara un comportamiento discontinuo, si bien de manera mucho más infrecuente que el régimen de bajas tasas. Para incorporar esta posibilidad, se deberían modelar también las tasas de transición de un régimen a otro. Posiblemente, el modelo para el régimen de alta volatilidad también sería diferente. Como se mencionó, esta posibilidad se descartó expresamente, considerando el plazo de la proyección y las características extremas y excepcionales de la crisis. Una modelación estadística de un evento como ese sería altamente subjetiva y debería tratarse como escenario de estrés, más que en el marco de un VaR, o bien incorporarse a un ejercicio con un horizonte más largo.

La forma de introducir, la posibilidad de generar shocks de los de la *primera clase*, es a través de un término de saltos. La ecuación a proyectar es, entonces, la siguiente:

$$\Delta \log r_t = c + a \log r_{t-1} + \sum b_i \Delta \log r_{t-i} + eDm + \sigma dz_t + Jd\pi(h)$$

La *dummy* Dm se fija en 1 porque indica la tendencia posterior a la crisis. σdz es el proceso de difusión, o término aleatorio de “normalidad”, donde la volatilidad σ es la de los residuos de la ecuación (1) y dz es una innovación ruido blanco. El último término es un proceso que introduce saltos aleatorios J debido a shocks. La ocurrencia de saltos está gobernada por un proceso π de Poisson, con parámetro de frecuencia h . Éste se calibró midiendo la frecuencia histórica de los saltos (3% de los meses). El tamaño del salto J se obtiene de una distribución de probabilidad que también se calibra utilizando la distribución de los coeficientes obtenidos en la regresión para las *dummy* correspondientes,

¹⁸ En general, otras alternativas de modelización propuestas requieren métodos numéricos o recursivos.

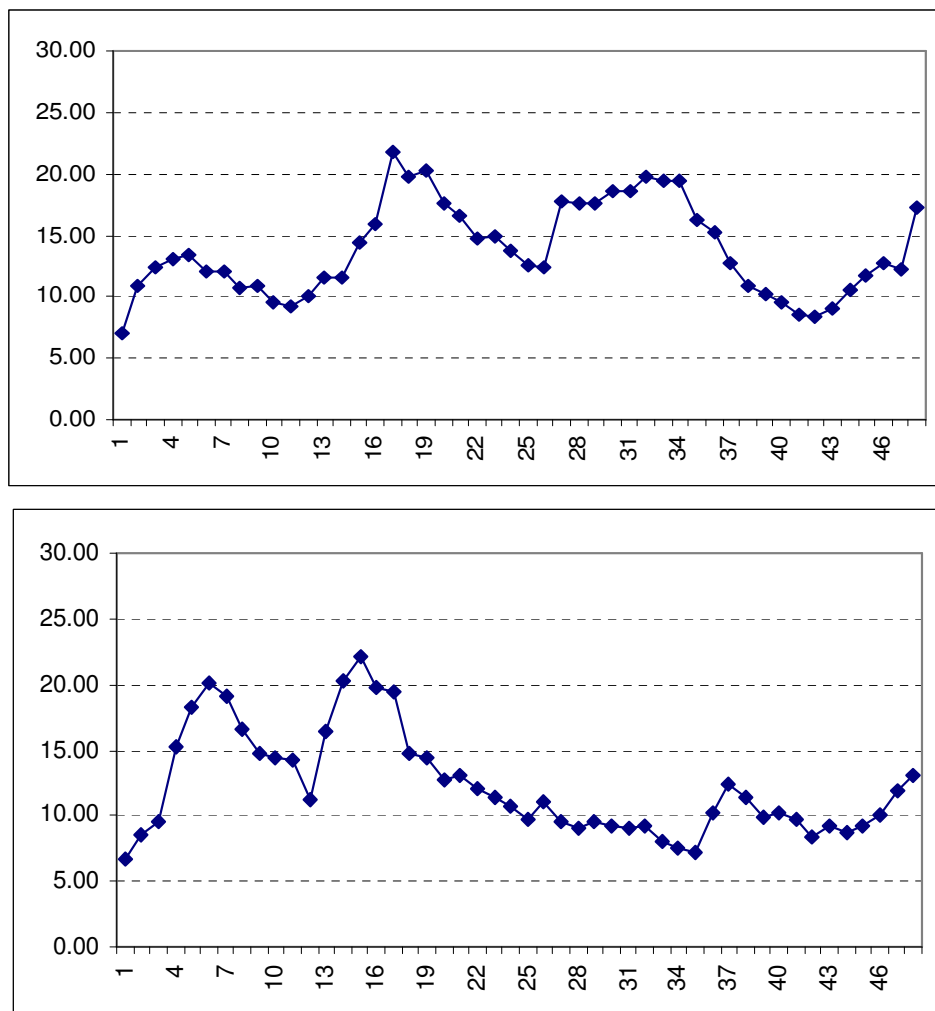
¹⁹ Das (2002)

²⁰ Ait-Sahalia (1996), Chapman y Pearson (2000), Stanton (1997).

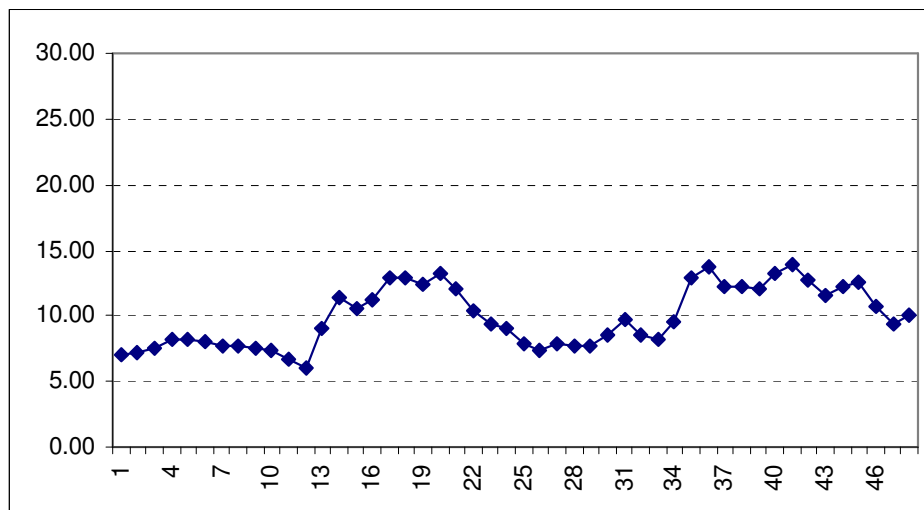
la cual no rechaza la hipótesis de normalidad cuando se la somete al test apropiado. Los procesos de difusión, de Poisson y del tamaño del salto son independientes.

Entonces, en cada mes se debe determinar si la trayectoria se ve afectada sólo por el término aleatorio de “normalidad” o también por el de shock. Para discernir esto, se genera una variable aleatoria uniforme. Si ésta adopta un valor mayor a 3% (el parámetro h de la distribución de Poisson), se toma el término aleatorio de épocas normales. Este término resulta de multiplicar una variable generada aleatoriamente a partir de una $N[0,1]$ por el desvío estándar de los residuos. Si la variable uniforme resulta menor a 3% se toma también el término aleatorio de los saltos. El tamaño del salto se obtiene aleatoriamente de una $N(\mu, \sigma)$ donde la media y la dispersión se calibraron utilizando los coeficientes de las *dummies* en la ecuación (1)²¹.

Gráfico 8: Ejemplos de trayectorias generadas por el modelo estocástico de tasa de PF (la simulación trabajará con varios miles de trayectorias, acá se muestran sólo 3)

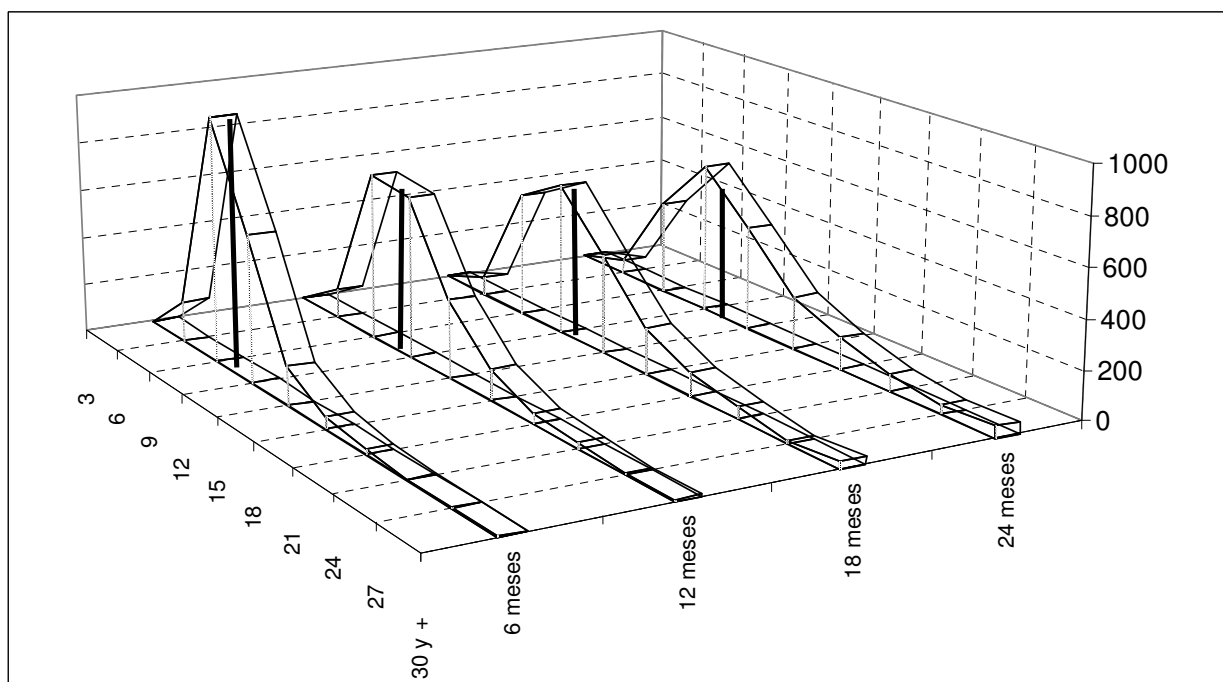


²¹ Otra forma de entender el procedimiento es como una aproximación de Bernoulli. El supuesto es que en cada mes sólo ocurre un salto o ninguno. Se obtiene la aproximación de Bernoulli definiendo una variable indicador $Y=1$ si ocurre el salto y $Y=0$ si se da lo contrario. Recuérdese que una variable Bernoulli toma el valor 1 con probabilidad p y valor 0 con probabilidad $q = 1 - p$. El límite de un proceso Bernoulli sigue una distribución de Poisson con parámetro de frecuencia $h=p$.



El Gráfico 9 muestra la distribución de las tasas proyectadas para plazos de 6, 12, 18 y 24 meses en el futuro.

Gráfico 9: Distribución de las tasas de interés de PF de corto plazo según número de meses en el futuro



El modelo para la tasa de inflación minorista

Por su parte, el modelo utilizado para modelar la tasa de inflación trabaja con la tasa de variación anual del índice de precios al consumidor (o “minorista”), sin tomar logaritmos ya que puede adoptar valores negativos y sin aplicar la primera diferencia ya que la serie resulta estacionaria en niveles (ver Anexo 3). La especificación del modelo siguió las mismas premisas que para el modelo de la tasa de plazo fijo. A diferencia de aquel modelo, en éste no se observan saltos extraordinarios en meses fuera del período de la crisis 2001/2002.

$$\inf_t = c + \sum a_i \inf_{t-1} + \sum b_i D_t + d Dm + \sum e_i ar(i) + \sum f_i ma(i)$$

La variable $\inf_t$ representa la tasa de inflación acumulada doce meses, medida en el mes t . Las variables explicativas que resultaron significativas son: la variable explicada rezagada uno y dos meses, algunas *dummies* para meses vinculados con la crisis 2001/2002 (D), una *dummy* para el período post-crisis (Dm), un término autorregresivo para los errores rezagados seis meses y un promedio móvil de doce meses también para los errores. La constante c no resulta significativa pero se incluye por su sentido económico (permite obtener un valor de tendencia central).

Se eligió una variable acumulada de inflación (anual), porque es deseable que el modelo que caracteriza la evolución de la inflación sea apropiado tanto en cuanto al comportamiento mensual, como a la inflación acumulada. Así, si bien se observa una gran variabilidad mes a mes de la tasa de inflación, hay una tendencia mucho menos volátil en la inflación acumulada. Al proyectar una serie mensual de tasas de inflación anuales, queda implícita una inflación mensual. Se ha controlado que tanto la inflación mensual como la anual acumulada tengan características razonables, además de un buen ajuste con la serie histórica.

Para las proyecciones, no se consideran las *dummy* correspondientes a la crisis y se fija en 1 la *dummy* posterior a la crisis. Los valores iniciales de la simulación tanto para la inflación como para la tasa de plazo fijo son los vigentes a diciembre de 2006.

El Anexo 3 muestra los tests de estacionariedad de la variable explicada, los resultados de la regresión y las características de los residuos de la regresión.

Los Gráficos 10 y 11 muestran la evolución histórica y algunas trayectorias proyectadas. El Gráfico 12 muestra la distribución de la inflación anual proyectada, para horizontes de 6, 12, 18 y 24 meses.

Gráfico 10: Tasa de inflación al consumidor histórica

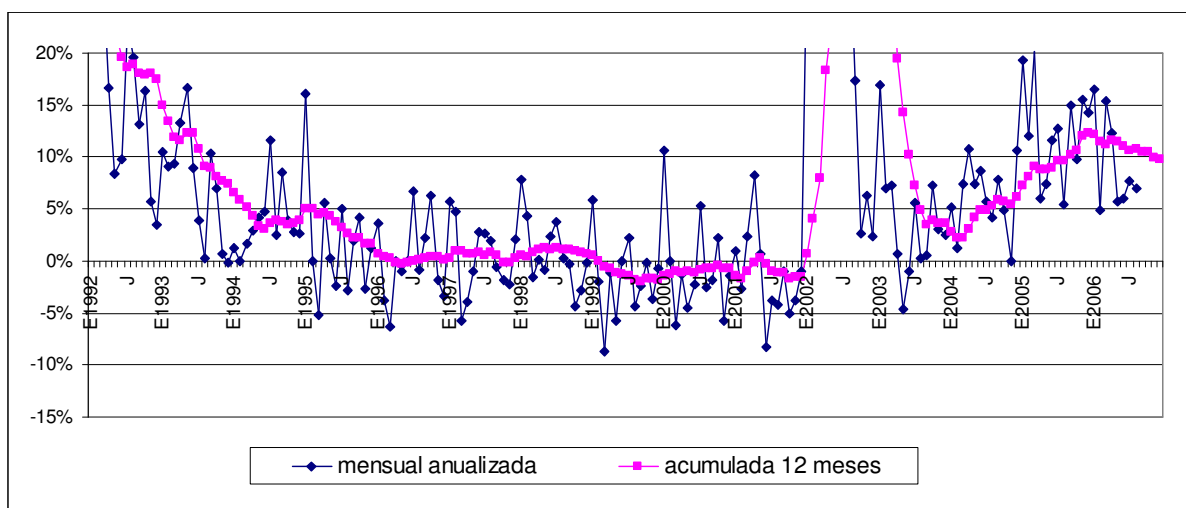


Gráfico 11: Ejemplos de trayectorias generadas por el modelo estocástico de inflación
(la simulación trabajará con varios miles de trayectorias, acá se muestran sólo 3)

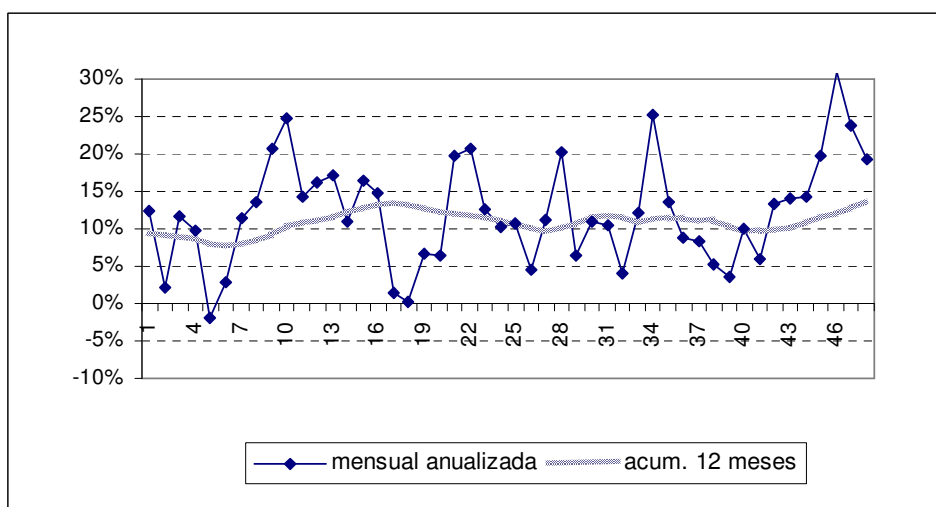
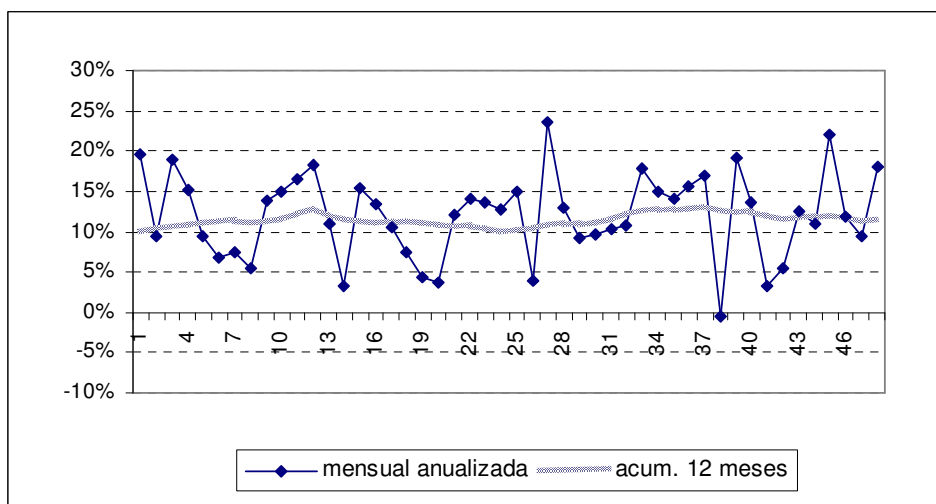
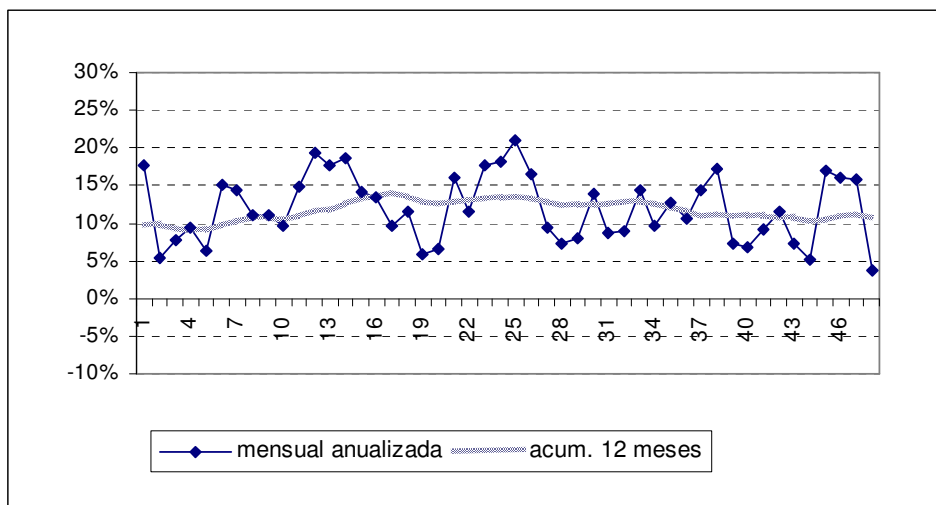
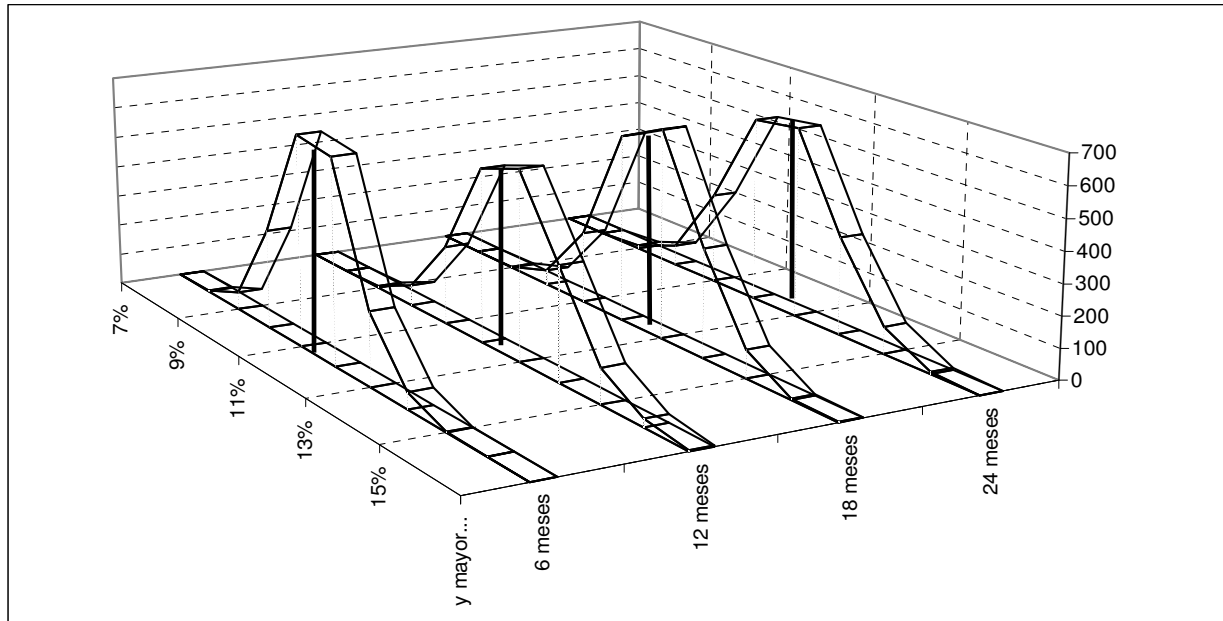


Gráfico 12: Distribución de la tasa de inflación mensual anualizada según número de meses en el futuro



Correlaciones

No se han encontrado correlaciones significativas entre las variables con diferentes rezagos ni entre los errores de las respectivas regresiones. Por ese motivo, las trayectorias se proyectan tomando ambas variables como independientes. Mientras que es innegable que ante un incremento muy fuerte y sostenido de cualquiera de las dos variables se espera que la otra la acompañe, aunque sea parcialmente, en las proyecciones no se generan este tipo de movimientos porque no se incluyen escenarios de crisis extremas. La tasa de interés de PF sí puede experimentar shocks exógenos de cierta magnitud pero, como se observó históricamente, esos shocks tienden a desandarse relativamente rápido y no se trasladan sensiblemente a la inflación.

Resultados de la simulación

Es habitual en la literatura que los modelos estimados deban corregirse para hacerlos neutrales al riesgo. Por ejemplo, es necesario usar simulaciones neutrales al riesgo para la valuación de derivados suponiendo mercados completos. En esos casos, debe calcularse una tendencia modificada (equivalente a substraer una prima de riesgo de la tendencia real) y utilizar como tasa de descuento la tasa de interés libre de riesgo. Sin embargo, en otras aplicaciones esto no es necesario y, en cambio, deben utilizarse procesos “reales” (no neutrales al riesgo). Por ejemplo, para la administración de riesgos y especialmente en las simulaciones donde el objetivo es estimar un VaR, se debe utilizar el proceso real. Lo mismo sucedería por ejemplo en aplicaciones para opciones reales y simulaciones de *first hitting time*.

En nuestro ejercicio, la simulación consiste en generar 5.000 trayectorias para las variables que son factores de riesgo, y aplicar cada una de ellas a la estructura del portafolio *benchmark* (un contrato de préstamo a 4 años, con capital ajustable por CER, amortización

mensual y una determinada tasa de interés, fondeado con plazos fijos de corto plazo). En cada corrida, se computa el valor económico del contrato (valor presente de los flujos futuros, utilizando para descontar la trayectoria de tasas generada por la simulación) y el retorno, calculado como intereses cobrados por el contrato menos intereses pagados por el capital residual, aplicando como tasa de descuento la tasa de plazo fijo. Se obtiene así una distribución para el valor económico del contrato en el horizonte del VaR (3 meses).

El Cuadro 3 muestra los principales resultados para contratos que ajustan por CER (con diferentes tasas de interés) y otros que tienen sólo tasa fija. El VaR es el cuantil que corresponde al nivel de confianza en la distribución de valores presentes del contrato.

Cuadro 3: Riesgo por tasa de interés real, tasa fija y tasa + ajuste por CER, Simulación de Monte Carlo (VaR 3 meses)

	plazo 4 años					
	tasa fija			tasa + CER		
	19%	17%	15%	6%	4%	2%
VP promedio	116.4	113.6	108.9	116.3	111.9	107.5
VaR 95%	8.0%	8.5%	8.2%	9.7%	10.2%	10.0%
VaR 99%	13.1%	13.7%	13.6%	16.2%	16.3%	16.3%

VP: valor presente

Tómese por ejemplo la columna “tasa + CER 4%”. Los resultados indican que un préstamo de \$100 a 4 años de plazo con amortizaciones mensuales iguales, capital ajustable por CER y 4% de tasa de interés tiene un valor presente esperado de \$111,9. En el 5% de peores escenarios esperables el préstamo tendría una pérdida superior al 10,2% respecto de ese valor esperado. En el 1% de peores casos la pérdida superaría el 16,3% del valor esperado.

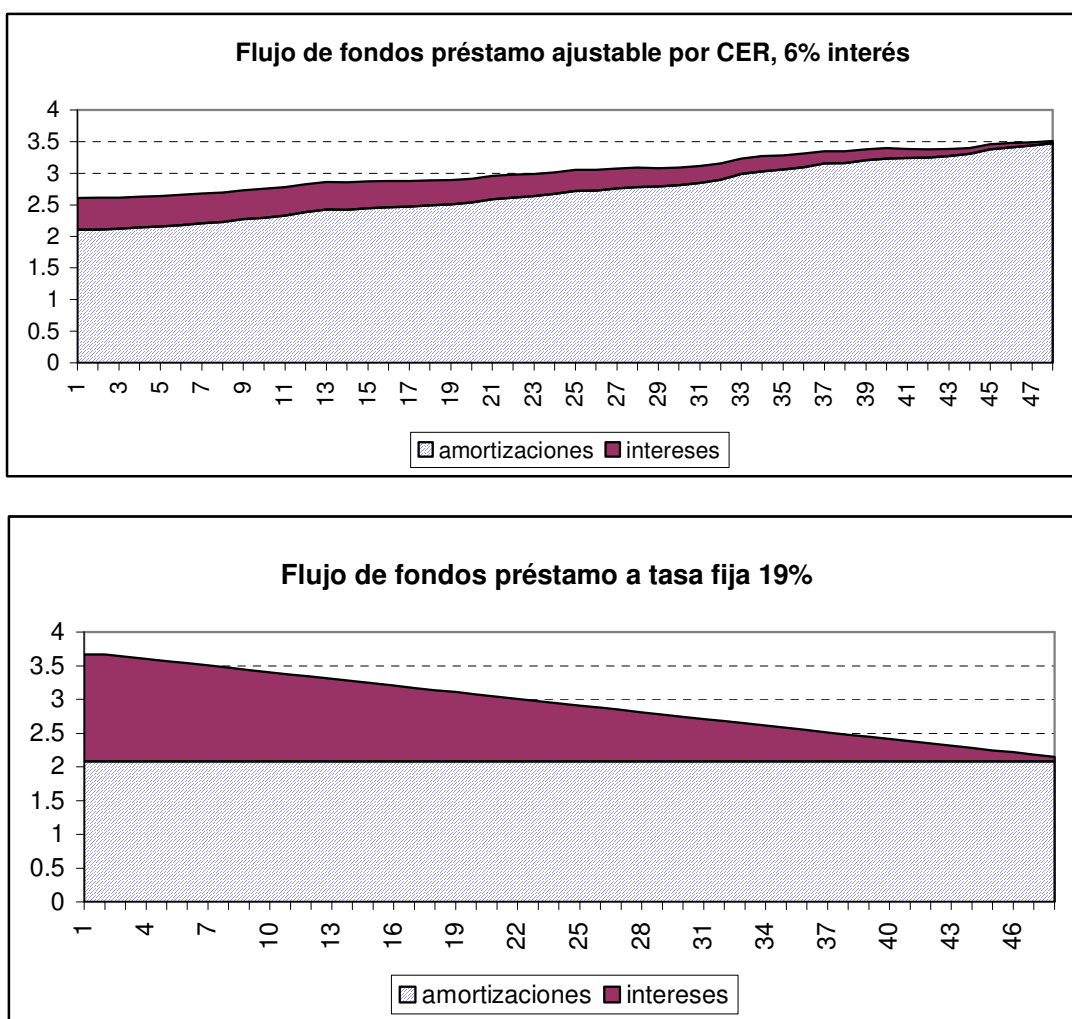
Se observa que el hecho de actualizar el capital produce un incremento del riesgo: mientras el VaR 99% de un préstamo a tasa fija es de alrededor del 13,5%, asciende a 16,3% para un préstamo ajustable. Esto se deriva de la independencia entre las dos variables: si bien el acreedor está comprado en un factor de riesgo (la inflación) y vendido en el otro (la tasa de interés), la falta de movimiento conjunto entre estas variables lleva a que el riesgo no se reduzca. Al contrario, si bien la dependencia de la inflación puede ser beneficiosa para el acreedor en algunos escenarios, también irá en su perjuicio en otros escenarios, y esto lo recoge el VaR.

Nótese también que para producir una tasa esperada de retorno similar (similar valor presente esperado o promedio), el crédito con ajuste de capital tendrá mayor riesgo implícito. Esto se observa en el cuadro comparando los dos créditos cuyo valor esperado es alrededor de \$116 (ajustable por CER + 6% versus tasa fija de 19%). Ello responde en parte a los diferentes patrones de pago de ambos tipos de deuda.

El patrón de pagos de un crédito ajustable por inflación difiere de aquél que no ajusta (Gráfico 13). El hecho de que el capital adeudado se ajuste a través del tiempo según la evolución del CER lleva a que los pagos se incrementen con ese índice, dado que los intereses se determinan como un porcentaje fijo del monto del capital indexado. Si se compara un crédito nominal con otro ajustable, ambos con el mismo vencimiento y esquema de amortización, los pagos estarán mucho más adelante en el tiempo en el bono ajustable en comparación con el bono nominal. Si se usa el CER como deflactor, los pagos de principal e intereses de un bono ajustable están fijos, en términos reales. Por ello, la TIR de un bono ajustable que se suele reflejar es aproximadamente la tasa de rendimiento

real (en términos de CER) que un inversor podría ganar si mantiene el activo hasta el vencimiento y por ello se calcula habitualmente suponiendo que no habrá inflación desde la fecha de cotización en adelante. En cambio, en términos reales los pagos de cupón del activo nominal declinan a través del tiempo. El análisis retorno / riesgo se retoma y expande más abajo.

Gráfico 13: patrones de flujos de fondos préstamo ajustable o a tasa fija



Sensibilidad de los resultados a las características del crédito

Se ha medido la sensibilidad a las características del préstamo. Distintos valores para la tasa de interés no implican cambios significativos en las estimaciones de riesgo. En cambio, los distintos plazos son mucho más importantes. Por ejemplo, en el Cuadro 4 se muestran los VaR promedio al 99% y 95% de confianza para créditos con amortización mensual igual y tasa de entre 2% y 6% sobre el capital ajustado por CER para distintas Modified Duration, con el método de simulación de Monte Carlo.

Cuadro 4: Riesgo por tasa de interés real para distintos plazos, simulación de Monte Carlo

	MD=1	MD=2	MD=4
VaR 99%*	8.0	16.3	26.8
VaR 95%*	4.7	10.0	17.7
*promedio para diferentes tasas de interés del préstamo ajustable por CER			

Nótese que las características del comportamiento dinámico de las variables, en particular la tendencia a regresar a un valor de equilibrio y la velocidad con la cual lo hace, lleva a que el riesgo no sea proporcional a la MD. Se observa que el riesgo se incrementaría más que proporcionalmente con la MD cuando ésta pasa de 1 año a 2 años, pero menos que proporcionalmente cuando la MD pasa de 2 años a 4 años.

El método de simulación tiene también la virtud de prestarse a ser aplicado a flujos de fondos que no tienen un patrón estándar, como puede ser el que surge del portafolio de activos y pasivos descalzados en un banco. Así como las trayectorias generadas se aplicaron en este estudio a la estructura de un activo simple, podría aplicarse a cualquier esquema de descalces existente en un portafolio. En cambio, el método Delta Normal arrojará el mismo resultado para todos los portafolios cuya MD sea similar, sin tener en cuenta las distintas distribuciones temporales de los descalces.

VII. Retorno ajustado por riesgo y retorno al capital, impacto sobre la tasa activa

Un análisis de retorno al capital que suponga que éste coincide con el riesgo (enfoque de capital económico) y que se demanda un retorno sobre el capital de 15% anual, indicaría que un banco originando un crédito ajustable por CER como nuestro préstamo benchmark a 4 años, sólo por el riesgo de descalce de tasa real agregaría en su tasa activa casi 250 puntos básicos (16,3% de capital (=VaR99%) multiplicado por 15% de retorno). En cambio, sobre un crédito a tasa fija, por este motivo, agregaría entre 200 y 205 puntos básicos (pb). Para un préstamo ajustable a 8 años, la cantidad de puntos básicos estaría alrededor de 400.

Pero si el capital coincide con el regulatorio, los efectos son distintos ya que la norma de requisitos de capital del BCRA exige más capital a los créditos a tasa fija que a los ajustables. Así, para los activos a tasa fija descalzados, la forma de cómputo de la exigencia puede aproximarse como la MD, multiplicada por el 10% (que se deriva de la volatilidad diaria publicada) y en el caso del activo *benchmark* representaría un requerimiento de alrededor del 20%, mientras que el ejercicio de simulación nos indica un capital económico de alrededor del 13.5%. Con el mismo objetivo de retorno al capital de 15% anual, un banco computaría 300 pb en su tasa activa si se guía por el capital regulatorio, en lugar de los 200 pb que surgen del capital económico. En cambio, todo lo contrario sucede con los créditos ajustables. La norma no tiene en cuenta la MD y exige aproximadamente un 3% del valor del activo, mientras que el riesgo de la simulación es de algo más de 16%. Entonces, si el banco buscara un 15% de rendimiento al capital sobre el capital regulatorio, aplicaría 45 bp en su tasa activa, en lugar de casi 250 pb que surgen del análisis de capital económico. Este es un efecto potencialmente distorsivo en la asignación

de retorno/riesgo de las entidades que subsidia en términos regulatorios el descalce en CER en comparación del descalce en tasa de interés nominal²².

VIII. Prima de riesgo y la paradoja de la ausencia de deuda indexada

Entre los modelos desarrollados para explicar la evolución de los precios de los activos financieros, varios sostienen (entre ellos el modelo CAPM Capital Asset Pricing Model)²³ que el retorno de los activos financieros puede explicarse como la tasa de interés libre de riesgo (de sus flujos de fondos esperados) más una prima (o premio) por riesgo para aquellos activos financieros cuyo retorno esté positivamente (negativamente) correlacionado con el retorno del portafolio de mercado. Esta correlación representa la exposición al riesgo que no puede ser eliminada por diversificación; por lo tanto, el inversor no puede cubrirse de escenarios negativos para el valor de su portafolio²⁴.

Es claro en el caso de sistema financiero argentino, que la coyuntura implica una exposición que en gran medida fue originada en una sucesión de eventos extraordinarios en el mercado (fundamentalmente el default del Gobierno y el swap de su deuda, otorgamiento de redescuentos por parte del BCRA, reprogramación de depósitos y créditos) y que no existen alternativas de mercado para administrar como sería deseable esta exposición. De allí que es esperable que exista un retorno adicional que los inversores expuestos positivamente al CER exijan a estos activos. En el caso de los bancos, el otorgamiento de un nuevo activo ajustable, con correlación positiva con los retornos de los activos que ya tienen en cartera (en gran parte inmovilizados por tratamientos beneficiosos en su valuación contable) implicaría cargar un margen adicional por acentuar la exposición actual. Esta idea llevaría a adicionar el factor de la prima de riesgo al cálculo estimativo del margen que los bancos podrían estar adicionando a un crédito ajustable por CER. Un modelo que intentara medir este factor adicional en el *pricing* de un crédito o bono ajustable requeriría de datos sobre activos financieros comparables, con y sin inflación, y modelar otros factores que pueden estar influyendo en el *pricing*. Lamentablemente, la falta de elementos empíricos para este objetivo hace que sea preferible tratarlo en un estudio aparte. Baste decir que debe tenerse en cuenta una prima de riesgo adicional por sobre los márgenes por riesgo de descalce de tasa real antes estimados.

Los resultados del VaR y la paradoja de la ausencia de deuda indexada

Los resultados anteriores pueden vincularse con la aparente paradoja del escaso desarrollo del mercado de bonos indexados²⁵.

Normalmente se argumenta que los agentes económicos se benefician con la existencia de activos indexados ya que les permite reducir los riesgos asociados con la inflación. Al comprar activos indexados a la inflación, un inversor podría asegurar un rendimiento real para el plazo del activo, y así protegerse contra la posibilidad de que un incremento inesperado de precios erosione el retorno real de su inversión. Por su parte, el emisor de

²² El hecho de estar el descalce en CER originado en circunstancias excepcionales, principalmente canjes de deuda, podría ser una explicación de por qué no se ha corregido esta distorsión hasta el momento, ya que se podría argumentar que se estarían cambiando las condiciones que estaban vigentes al momento del canje, además del elevado impacto de una eventual corrección.

²³ Sharpe (1964), Lintner (1965), Mossin (1966) y Black (1972).

²⁴ European Central Bank (2005).

²⁵ Véase Shiller et al. (1997) y Mukerji et al. (2000).

bonos indexados se beneficiaría porque a su deuda se le exigiría un menor retorno, como consecuencia del menor riesgo, y por ende se reducirían sus costos de financiamiento²⁶. Este razonamiento ha llevado por largo tiempo al surgimiento de opiniones y estudios que apoyan la indexación de contratos de préstamo en la economía. No obstante, en los hechos, el desarrollo de la indexación ha sido relativamente escaso, excepto en situaciones de muy alta inflación. Es decir, sólo se habría expandido en casos en que las altas tasas de inflación “forzaron” su uso, lo que apuntaría en el sentido de una aparente preferencia de los agentes por especificar sus obligaciones y créditos en unidades nominales, a pesar del riesgo derivado de cambios inesperados en la inflación. Esta contradicción llevó a que, con posterioridad a los trabajos teóricos que intenta dar sustento a los beneficios de la indexación, surgieran estudios que intentan explicar la aparente paradoja que se deriva de su escaso desarrollo²⁷.

El hecho de que se intente explicar las circunstancias que llevan al escaso desarrollo de la indexación no implica que ese estado de cosas sea eficiente. Algunos análisis en ese sentido señalan que, si se hicieran los cambios apropiados a los índices de precios o si se usara una mayor variedad de ellos –índices más particulares, compuestos de menos bienes– se conseguiría un uso más amplio de la indexación y una mejora paretiana en el bienestar de la economía.

Sin entrar en los modelos teóricos, la idea fundamental detrás de la aparente paradoja, de la cual nuestros resultados brindan una buena ilustración, es que la indexación no elimina los riesgos de precios sino que sustituye el riesgo de nivel de precios por otro riesgo, que podría denominarse de precios relativos. Un bono indexado brinda seguridad contra la evolución de un nivel agregado de precios que surge de una canasta específica de bienes y servicios. Si el agente que compra esta exposición no consume esa canasta, estará expuesto al riesgo de cambios de precios relativos. En el caso del ejercicio para un banco que se desarrolla en este trabajo, el banco “consume” depósitos para otorgar créditos. Si el crédito le brinda un rendimiento real –en términos de la canasta típica del consumidor que determina el índice– pero el costo de los depósitos no sigue a esta canasta, el riesgo no sólo persiste para el banco sino que se incrementa.

Sin embargo, es importante destacar, en el marco de este trabajo, que este resultado surge del hecho de que se ha descartado en el modelo de simulación la posibilidad de escenarios extremos. Nos quedamos así con la clase de períodos que se caracterizan por no mostrar correlación significativa ni otra dependencia detectable entre la inflación y la tasa de plazo fijo. Pero la experiencia histórica muestra que cuando la inflación se dispara a niveles extremos las tasas de plazo fijo tienden a seguir a la inflación, es decir, muestran correlación positiva. Si se admitiera la posibilidad de que se generen escenarios como éstos en la simulación, empezaría a disminuir la diferencia de riesgo a favor de los créditos nominales como consecuencia de un menor peso del riesgo de precios relativos en el riesgo total y un mayor peso del riesgo de nivel de precios. Si éste segundo tipo de riesgo fuera importante, los ejercicios mostrarían un menor riesgo total para las tenencias de bonos indexados en comparación con el bono nominal. Este resultado podría obtenerse ya sea porque los agentes asignan cierta probabilidad no despreciable a dichos escenarios extremos así como también porque los agentes tienen una gran ignorancia o ambigüedad respecto de la distribución de probabilidades de los acontecimientos futuros. Es decir,

²⁶ Ver por ejemplo Foresi et al. (1997), Wrase (1997), Hein et al. (2003) y Sack et al. (2004).

²⁷ Por ejemplo Mukerji et al., 2000, encuentran que existen condiciones bajo las cuales no habrá intercambio de bonos indexados en ningún equilibrio, cuando los agentes económicos son aversos a la ambigüedad. Véase también Magill and Quinzii (1997)

puede afirmarse que los resultados anteriores son válidos para un intervalo de tasa de inflación esperada, cuyo límite superior no se ha determinado de manera rigurosa pero que está implícito en el modelo al permitirse cierto tipo de shocks pero no otros.

En ese caso, cuando la probabilidad de crisis extrema no es nula o es muy alta la incertidumbre, así como el activo indexado brinda protección ante escenarios extremos al comprador de indexación, genera un riesgo mayor al deudor de pasivos indexados. Uno puede entonces preguntarse si existirá un rango de precios que satisfaga a ambas partes en la cual se pueda intercambiar dicho activo. La literatura de aversión a la ambigüedad muestra con un modelo teórico que existe un rango de precios, correspondiente a cada agente –deudor y acreedor– para los cuales no se mantienen bonos indexados.

No debería dejar de mencionarse, cuando se habla de escenarios en los que se disparan las variables financieras, que pasa a ser mucho más relevante el análisis de riesgo crediticio. Éste está presente siempre, pero su consideración suele ignorarse o suponerse independiente del riesgo de tasa. Sin embargo, claramente esto no es apropiado cuando el costo de la deuda evoluciona según variables que aumentan muy rápidamente.

El ejercicio y el razonamiento que esbozamos acá también indican que existiría cierta “histéresis” en la operatoria de bonos indexados. Si éstos existen en una economía, por ejemplo porque se ha atravesado un episodio de muy alta inflación que llevó a su introducción, o porque está previsto legalmente la indexación de ciertos contratos, especialmente de los salarios (aunque la inflación sea moderada, como los casos de Gran Bretaña e Israel), la compraventa de deuda indexada se ve alentada por el hecho de que los agentes ya tienen en sus portafolios activos o pasivos netos indexados y por ende pueden ser decisiones óptimas para ellos cambiar sus exposiciones.

Otra implicancia que se deriva de esta línea de análisis se refiere a la preferencia que se observa en los hechos por denominar los contratos en moneda extranjera en lugar de indexarlos por un índice general de precios. Si la incertidumbre, o ambigüedad, respecto de las funciones de probabilidad de la trayectoria futura del tipo de cambio es menor que la misma sobre la inflación, podría explicarse este fenómeno.

IX. Conclusiones

Tener en cartera activos que ajustan por CER que no estén fondeados con pasivos que apliquen el mismo tipo de ajuste genera un riesgo significativo, como se muestra en este trabajo para el caso en el cual la fuente de fondeo son plazos fijos de corto plazo.

Intentar cuantificar este riesgo en Argentina presenta dificultades por la escasez de series históricas largas que sean relevantes. Por ese motivo los resultados cuantitativos deben tomarse con cierta prudencia. Pero independientemente del intervalo de confianza alrededor de los valores estimados, este estudio permite una cuantificación del nivel de riesgo por descalce de índice de ajuste y tasa de interés. El sistema bancario ha venido conviviendo con este riesgo por montos importantes de descalce y, sin duda, ha enfrentado este obstáculo a la hora de originar créditos a largo plazo.

La aplicación de metodologías simples de estimación de VaR, como un enfoque Delta Normal con aproximación lineal (de Modified Duration) o de simulación histórica, se han descartado porque no captan las características dinámicas de la evolución de los factores de riesgo. Se ha aplicado un método de estimación de VaR por simulación de Monte Carlo.

Con ese enfoque, el riesgo estimado para el activo *benchmark* de este trabajo (caracterizado por un vencimiento a 4 años y pagos mensuales de capital e intereses), es de aproximadamente 15% del valor económico según el VaR al 99% y con horizonte temporal de 3 meses. Por el lado de los deudores cuyos pasivos ajustan por CER y en caso de que sus ingresos no sean ajustables, enfrentarán un riesgo similar ante variaciones del signo opuesto.

Además, es interesante comprobar que el VaR es algo superior cuando los créditos ajustan su capital por CER que cuando no lo hacen y sólo aplican una tasa fija. Este ejercicio podría explicar la aparente falta de interés por deuda indexable, que en la literatura se identifica como una paradoja. Claramente, si el agente económico no “consume” los bienes de la canasta que componen el índice de ajuste, la indexación puede incrementar el riesgo, en lugar de disminuirlo.

Los resultados también pueden ayudar a explicar el escaso desarrollo de los mercados derivados sobre el ajuste por CER, así como también no generan gran optimismo sobre su evolución futura. Esto es así porque los grandes actores de mercado tienen en general el mismo signo de descalce (están comprados en CER²⁸). Obviamente, agentes económicos que tuvieran una percepción de evolución de las tasas distinta a la percepción de mercado (implícita en los precios), puede estar dispuestos a tomar esta exposición, pero a costa de un riesgo alto en posiciones especulativas.

Como las entidades tienen en cartera una alta exposición que sólo progresivamente pueden disminuir, el riesgo lleva a exigir una alta tasa de rendimiento. Las entidades pueden en cierta medida compensar subas en su tasa de fondeo incrementando las tasas activas de los nuevos créditos. Pero esto significaría que por los descalces del stock de su portafolio, deberían incrementar la tasa activa ante una suba en la tasa real por dos motivos: el primero, sería una suba en la tasa por mayores tasas de fondeo, sin incrementar el spread; el segundo sería un incremento del spread para incrementar las pérdidas del stock descalzado. Esto genera un comportamiento procíclico indeseable. Claramente, una mayor estabilidad y/o predecibilidad de la tasa de fondeo y sobre todo de la inflación y el desarrollo de contratos de cobertura permitirían reducir el riesgo y alentar tasas activas más bajas y mayor crédito de largo plazo.

Finalmente, debería estudiarse el impacto de los cargos relativos de capital por riesgo de tasa de interés para evitar posibles distorsiones no justificadas.

²⁸ Los fondos de pensión tienen implícitamente sus pasivos ajustables por CER, ya que parece razonable asegurar a los beneficiarios el mantenimiento del poder de compra medido por el índice de precios al consumidor. Pero estos inversores institucionales tienen restricciones legales para tomar posiciones en mercados de derivados y aunque estuvieran autorizados, no hay certeza de que las fueran a adoptar.

Anexo 1: La Modified Duration de un bono cuyo capital ajusta por inflación

La tasa interna de retorno (TIR) de un bono es la tasa de descuento que iguala su precio actual con el valor presente de sus flujos de fondos futuros. Si P es el precio, N los años restantes hasta el vencimiento, C es la tasa de interés del cupón y M es la amortización al vencimiento, entonces la tasa r que resuelve la siguiente ecuación es la TIR, que es una tasa nominal.

$$P = \sum_{k=1}^N \frac{C * M}{(1+r)^k} + \frac{M}{(1+r)^N} \quad \text{Ec. A}$$

En el caso de un bono cuyo capital ajusta por inflación, debemos expresar primero el precio de este tipo de activo para luego derivar la fórmula de la Modified Duration.

Si la inflación futura fuera conocida, el precio del bono indexado por inflación en el momento t , estaría determinado por la suma de los pagos futuros nominales multiplicados por el valor de dichos pagos, como en la siguiente fórmula:

$$B_t = \sum_{k=1}^N C * M * (P_{t+n} / P_t) * \delta_t(k) + M * (P_{t+n} / P_t) * \delta_t(k)$$

Donde $\delta_t(k)$ es la función de descuento, que expresa el valor en el momento t de un pago nominal k períodos en el futuro²⁹.

Cuando el principal del bono se ajusta por inflación, y si ahora llamamos r a la tasa real de interés y aplicamos la ecuación de Fisher,

$$(1+r)^N = \left[\frac{(1+i)}{(1+\pi)} \right]^N$$

tendremos que la expresión del precio de este bono es:

$$P = \sum_{k=1}^N \frac{C * M * (1+\pi)^k}{(1+r)^k * (1+\pi)^k} + \frac{M * (1+\pi)^N}{(1+r)^N * (1+\pi)^N}$$

donde se ha indicado como π la tasa de inflación y se supone que es constante. Nótese que los términos multiplicativos que indican el ajuste por inflación se simplifican en todos los términos. De allí que se obtiene la misma expresión que la Ec.A, sólo que en este caso el principal M y r , la tasa de descuento, están expresados en términos reales.

Al obtenerse la misma expresión que la Ec. A, aplicarle la semielasticidad a esta expresión respecto de la tasa de descuento para obtener la Modified Duration conducirá a la misma expresión que en el caso del bono nominal, con la salvedad de que la tasa de descuento sobre la cual se mide la sensibilidad en este caso es la tasa real.

²⁹ Se ha tomado por simplicidad que el índice es igual a la unidad en el momento t . De lo contrario, correspondería escalar todos los pagos por el ratio entre P_k y P_t , donde P_t es el nivel del índice de referencia en el momento de emisión. También suponemos que el pago del próximo cupón ocurre dentro de exactamente un período, para evitar el ajuste por los intereses corridos a los efectos de obtener un precio “sucio” del bono. La expresión, entonces, representa el precio “limpio”.

Anexo 2: El modelo de comportamiento para la tasa de plazo fijo

Null Hypothesis: LOG_PFM has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.106151	0.0280
Test critical values: 1% level	-3.470679	
5% level	-2.879155	
10% level	-2.576241	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_PFM)

Method: Least Squares

Date: 01/16/07 Time: 15:57

Sample: 1993:02 2006:08

Included observations: 163

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_PFM(-1)	-0.078127	0.025153	-3.106151	0.0022
D(LOG_PFM(-1))	0.314209	0.074223	4.233291	0.0000
C	-0.397397	0.127592	-3.114581	0.0022
R-squared	0.131830	Mean dependent var	-0.006165	
Adjusted R-squared	0.120978	S.D. dependent var	0.211429	
S.E. of regression	0.198227	Akaike info criterion	-0.380570	
Sum squared resid	6.287058	Schwarz criterion	-0.323630	
Log likelihood	34.01647	F-statistic	12.14782	
Durbin-Watson stat	1.961687	Prob(F-statistic)	0.000012	

Null Hypothesis: D(LOG_PFM) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.558576	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.579226	
5% level	-1.942793	
10% level	-1.615408	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG_PFM,2)

Method: Least Squares

Date: 01/16/07 Time: 15:59

Sample: 1993:02 2006:08

Included observations: 163

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_PFM(-1))	-0.718187	0.075135	-9.558576	0.0000
R-squared	0.360589	Mean dependent var	0.001449	
Adjusted R-squared	0.360589	S.D. dependent var	0.253733	
S.E. of regression	0.202893	Akaike info criterion	-0.346162	
Sum squared resid	6.668811	Schwarz criterion	-0.327182	
Log likelihood	29.21217	Durbin-Watson stat	1.944095	

Se testeó en primer lugar la significatividad de la constante y la tendencia, tanto en el logaritmo de la tasa de plazo fijo como en la primera diferencia. En el primer caso resultó significativa la constante, por lo cual el test que se exhibe tiene una constante.

En el segundo caso no resultaron significativas ni la constante ni la tendencia en la ecuación del test ADF.

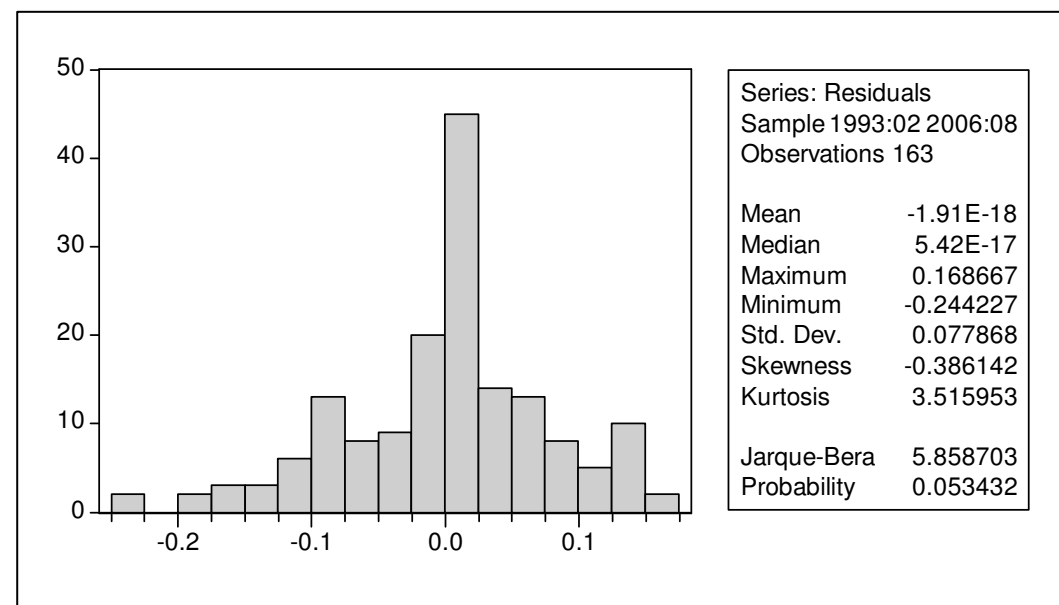
Dependent Variable: D(LOG_PFM)

Method: Least Squares

Sample: 1993:02 2006:08

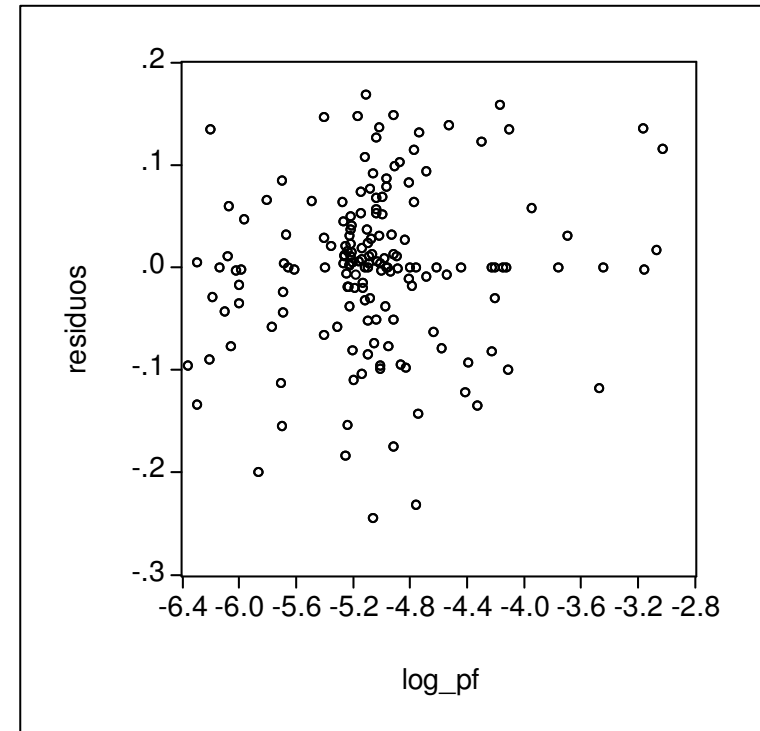
Included observations: 163

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.257129	0.061144	-4.205329	0.0000
D(LOG_PFM(-1))	0.267911	0.036608	7.318301	0.0000
D(LOG_PFM(-6))	-0.078497	0.034639	-2.266167	0.0250
DUMMY95	0.493146	0.084231	5.854655	0.0000
DUMMY97	0.262538	0.084165	3.119318	0.0022
DUMMY98	0.343248	0.084184	4.077349	0.0001
DUMMY99	0.136050	0.059732	2.277666	0.0243
DUMMY00	0.172331	0.060004	2.872021	0.0047
DUMMY01ENE	-0.330110	0.084335	-3.914259	0.0001
DUMMY01JUL	0.683950	0.085599	7.990137	0.0000
DUMMY01MAR	0.573145	0.084551	6.778671	0.0000
DUMMY01NOV	0.411087	0.084801	4.847640	0.0000
DIC01	-1.388220	0.086181	-16.10811	0.0000
FEB02	0.407486	0.084778	4.806537	0.0000
MAR02	0.575543	0.084937	6.776098	0.0000
ABR02	0.879957	0.087427	10.06501	0.0000
NOV02	-0.359586	0.086234	-4.169871	0.0001
DIC02	0.288791	0.086955	3.321169	0.0011
MAY03	-0.374850	0.087074	-4.304981	0.0000
JUL03	-0.445821	0.085025	-5.243391	0.0000
ENE04	-0.288292	0.086619	-3.328272	0.0011
LOG_PFM(-1)	-0.046427	0.012137	-3.825409	0.0002
DUMMY_MEDIA3	0.040477	0.023114	1.751203	0.0821
R-squared	0.864360	Mean dependent var	-0.006165	
Adjusted R-squared	0.843045	S.D. dependent var	0.211429	
S.E. of regression	0.083763	Akaike info criterion	-1.991552	
Sum squared resid	0.982271	Schwarz criterion	-1.555011	
Log likelihood	185.3115	F-statistic	40.55187	
Durbin-Watson stat	1.998601	Prob(F-statistic)	0.000000	



Sample: 1993:02 2006:08
Included observations: 163

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 -0.004	-0.004	0.0023	0.962
* .	* .	2 -0.060	-0.060	0.6077	0.738
* .	* .	3 -0.112	-0.113	2.7041	0.440
. .	. .	4 -0.039	-0.045	2.9604	0.564
. .	. .	5 -0.016	-0.032	3.0062	0.699
. .	. .	6 0.029	0.011	3.1493	0.790
. .	. .	7 -0.032	-0.045	3.3252	0.853
. .	. .	8 -0.009	-0.015	3.3378	0.911
. .	. .	9 0.052	0.050	3.8099	0.923
. .	. .	10 0.000	-0.007	3.8099	0.956
. . *	. . *	11 0.074	0.078	4.7757	0.942
* .	* .	12 -0.097	-0.090	6.4623	0.891
* .	* .	13 -0.068	-0.058	7.2999	0.886
. .	. . *	14 0.060	0.067	7.9496	0.892
. .	. .	15 0.000	-0.026	7.9496	0.926
. .	. .	16 0.010	0.004	7.9693	0.950
* .	* .	17 -0.067	-0.070	8.7876	0.947
. .	. .	18 -0.018	-0.013	8.8475	0.963
* .	* .	19 -0.064	-0.073	9.6070	0.962
. . *	. .	20 0.072	0.039	10.588	0.956
. .	. .	21 -0.042	-0.047	10.920	0.964
. .	. .	22 -0.010	-0.027	10.940	0.976
. .	. .	23 -0.038	-0.029	11.223	0.981
. .	. .	24 -0.029	-0.045	11.386	0.986
. .	. . *	25 -0.039	-0.072	11.681	0.989
. .	. .	26 0.016	0.007	11.733	0.993
. .	. .	27 0.047	0.039	12.168	0.994
. .	. .	28 0.001	-0.005	12.168	0.996
. .	. .	29 0.020	0.008	12.252	0.997
. .	. .	30 -0.019	-0.011	12.323	0.998
. .	. .	31 -0.002	-0.011	12.324	0.999
. .	. .	32 0.033	0.046	12.544	0.999
. .	. .	33 0.026	0.037	12.688	0.999
. . *	. .	34 0.066	0.064	13.585	0.999
* .	* .	35 -0.071	-0.064	14.657	0.999
. . *	. . *	36 0.088	0.100	16.313	0.998



Anexo 3: El modelo de comportamiento para la tasa de inflación

Null Hypothesis: INF_ACUM12 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=13)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.434591	0.0007
Test critical values: 1% level	-2.580264	
5% level	-1.942938	
10% level	-1.615316	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(INF_ACUM12)
 Method: Least Squares
 Date: 01/16/07 Time: 16:14
 Sample: 1994:01 2006:08
 Included observations: 152

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INF_ACUM12(-1)	-0.030197	0.008792	-3.434591	0.0008
D(INF_ACUM12(-1))	0.583478	0.078041	7.476594	0.0000
D(INF_ACUM12(-2))	0.246220	0.079627	3.092161	0.0024
R-squared	0.611102	Mean dependent var	0.000222	
Adjusted R-squared	0.605882	S.D. dependent var	0.018235	
S.E. of regression	0.011448	Akaike info criterion	-6.082470	
Sum squared resid	0.019527	Schwarz criterion	-6.022788	
Log likelihood	465.2677	Durbin-Watson stat	1.970913	

Se testeó en primer lugar la significatividad de la constante y la tendencia pero no resultaron significativas en la ecuación del test ADF.

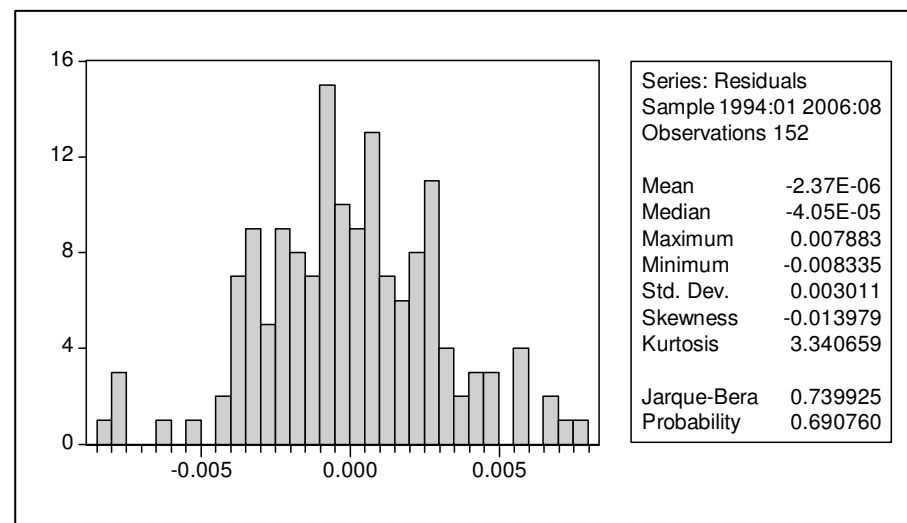
Dependent Variable: INF_ACUM12
 Method: Least Squares
 Sample: 1994:01 2006:08
 Included observations: 152
 Convergence achieved after 25 iterations
 Backcast: 1993:01 1993:12

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000102	0.000189	-0.539868	0.5902
INF_ACUM12(-1)	1.489341	0.023679	62.89709	0.0000
INF_ACUM12(-2)	-0.539674	0.023359	-23.10350	0.0000
ENE02	0.017989	0.002583	6.965377	0.0000
FEB02	0.021939	0.003294	6.660793	0.0000
MAR02	0.027138	0.002626	10.33283	0.0000
ABR02	0.093562	0.003472	26.94488	0.0000
JUN02	0.030419	0.002796	10.87900	0.0000
JUL02	0.025878	0.002763	9.366658	0.0000
AGO02	0.028036	0.002965	9.456467	0.0000
SEP02	0.025074	0.002972	8.436613	0.0000
OCT02	0.022267	0.003137	7.099130	0.0000
NOV02	0.028891	0.003034	9.522228	0.0000
DIC02	0.024321	0.003122	7.789677	0.0000
FEB03	-0.006599	0.003910	-1.687698	0.0938
MAY03	0.029284	0.002923	10.01774	0.0000
ABR03	-0.084093	0.003841	-21.89527	0.0000
DUMMY_MEDIA5	0.006155	0.000982	6.269644	0.0000
AR(6)	0.282842	0.086374	3.274636	0.0014
MA(12)	-0.905284	0.021758	-41.60720	0.0000
R-squared	0.998998	Mean dependent var	0.053981	
Adjusted R-squared	0.998853	S.D. dependent var	0.095112	
S.E. of regression	0.003221	Akaike info criterion	-8.516430	
Sum squared resid	0.001369	Schwarz criterion	-8.118551	
Log likelihood	667.2486	F-statistic	6924.494	
Durbin-Watson stat	1.911008	Prob(F-statistic)	0.000000	
Inverted AR Roots	.81	.41 -.70i	.41+.70i	-.41 -.70i
	-.41+.70i	-.81		
Inverted MA Roots	.99	.86+.50i	.86 -.50i	.50+.86i
	.50 -.86i	-.00 -.99i	-.00+.99i	-.50+.86i
	-.50 -.86i	-.86 -.50i	-.86+.50i	-.99

Sample: 1994:01 2006:08
Included observations: 152

Q-statistic
probabilities
adjusted for 2
ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.037	0.037	0.2176	
. .	. .	2 -0.053	-0.055	0.6642	
. .	. .	3 0.002	0.006	0.6646	0.415
. .	. .	4 0.029	0.026	0.7966	0.671
. .	. .	5 0.056	0.054	1.2896	0.732
. .	. .	6 0.031	0.030	1.4486	0.836
. .	. .	7 0.019	0.022	1.5048	0.913
. .	. .	8 0.014	0.015	1.5367	0.957
. .	. .	9 0.048	0.047	1.9209	0.964
. .	. .	10 0.053	0.047	2.3820	0.967
. *	. *	11 0.100	0.099	4.0375	0.909
* .	* .	12 -0.073	-0.079	4.9251	0.896
. .	. .	13 0.000	0.011	4.9251	0.935
. .	. .	14 0.064	0.047	5.6225	0.934
. *	. *	15 0.117	0.104	7.9470	0.847
. .	. .	16 -0.001	-0.014	7.9471	0.892
. .	. .	17 -0.035	-0.025	8.1535	0.917
. .	. .	18 -0.048	-0.056	8.5515	0.931
* .	* .	19 -0.067	-0.084	9.3472	0.929
. .	. .	20 -0.024	-0.050	9.4495	0.948
* .	* .	21 -0.110	-0.131	11.613	0.902
. .	. .	22 0.051	0.051	12.086	0.913
. *	. *	23 0.104	0.110	14.053	0.867
* .	** .	24 -0.176	-0.198	19.709	0.601
. *	. *	25 0.118	0.154	22.264	0.504
. .	* .	26 -0.034	-0.071	22.476	0.551
* .	* .	27 -0.157	-0.129	27.104	0.351
. .	. .	28 -0.012	0.020	27.130	0.403
. .	. .	29 -0.021	-0.036	27.213	0.452
. .	. .	30 0.020	0.034	27.287	0.503
. .	. .	31 0.038	0.065	27.572	0.541
* .	. .	32 -0.058	-0.041	28.237	0.558
* .	* .	33 -0.093	-0.082	29.940	0.520
* .	* .	34 -0.085	-0.067	31.370	0.498
. .	. .	35 -0.049	0.007	31.859	0.524
. .	. .	36 0.010	-0.035	31.880	0.572



Anexo 4: Antecedentes de modelos de comportamiento de la tasa de interés de corto plazo

La tasa de interés libre de riesgo tiene un papel fundamental en las finanzas. Los modelos teóricos han apuntado especialmente al *pricing* de contratos derivados sensibles a las tasas de interés y en la medición del riesgo de tasa de interés que surge de portafolios que incluyen estos contratos. Especial atención recibe la modelización de la tasa de interés de corto plazo porque ella influye en toda la estructura temporal de tasas de interés.

Hay una vasta literatura sobre la modelización de la dinámica de la tasa de interés, en particular de la tasa de corto plazo, que refleja la falta de consenso sobre la especificación correcta del proceso subyacente de la tasa de interés y, en particular, sobre la forma de modelar su volatilidad. Son ejemplos de los modelos que han sido propuestos los de difusión de un solo factor, modelos GARCH, modelos de cambio de régimen y de *jump-diffusion*. Estos desarrollos se mueven buscando un equilibrio entre el grado de dificultad de los modelos y su ajuste como representación de los procesos observados empíricamente.

En general, la dinámica de la tasa de interés se modela como un proceso estocástico que tiene dos componentes: el primero es un componente determinístico y el segundo es estocástico. En la versión más clásica, el primer componente es una tendencia que puede o no incorporar una reversión a la media. El segundo componente consiste en un término gaussiano. Para incorporar la heterocedasticidad observada empíricamente, el término gaussiano se multiplica por la tasa de interés de corto plazo elevada a cierta potencia. Diferentes valores de esta potencia conducen a diferentes modelos de la tasa de interés, entre ellos los famosos modelos de Vasicek y Cox-Ingersoll-Ross (CIR). Cuando la potencia no está restringida a un valor específico, se trata del modelo general de Chan-Karolyi-Longstaff-Sanders (CKLS).

Un gran número de estudios empíricos han sostenido que los modelos CKLS, o una variante particular de ellos, no explicarían adecuadamente las características observadas de la dinámica de las tasas de interés. Por ejemplo, estos modelos ignoran la posibilidad de tendencias no lineales, como encuentra Ait-Sahalia (1996) para las tasas de Eurodólar.

Algunos investigadores han aumentado el modelo CKLS con un segundo y/o tercer factor estocástico. Por ejemplo, Jegadeesh y Pennacchi (1996) aumentan el modelo CKLS con una reversión a la media estocástica. Ball y Torous (1999) y Andersen y Lund (1997) usan una volatilidad estocástica como el segundo factor. No obstante, estas variantes aún encuentran dificultades en reproducir las innovaciones no-gaussianas, o las colas gordas de las distribuciones empíricas.

Para capturar los patrones de comportamiento a través del tiempo de la volatilidad condicional (correlación serial en las varianzas), se han propuesto modelos de tipo GARCH. Sin embargo, a diferencia de la mayoría de las series de tiempo financieras, las tasas de interés muestran patrones de volatilidad condicional que no sólo son función de los shocks sobre la tasa del pasado, sino también pueden ser función de los niveles rezagados de la misma serie. Últimamente, se han estudiado intentos de combinar los modelos de un único factor y los modelos GARCH (level-GARCH models).

Economistas de las finanzas también han usado modelos multifactores que capturan las propiedades empíricas de la tasa de corto plazo mejor que los modelos de un solo factor, aunque ello se logra con el costo de introducir mayor complejidad y variables latentes.

Otra forma de mejorar el ajuste empírico de los modelos tradicionales de un factor sin introducir otros factores es el uso de modelos de umbral, evitando así las dificultades numéricas más importantes. Estos modelos de umbral pueden recoger los cambios en la volatilidad de la tasa de corto plazo que aparentemente depende del nivel de esa tasa. Una alternativa es expandir los modelos de tasas de interés con saltos (*jumps*). Esto fue hecho por Ahn y Thompson (1988), Das (2002) y Johannes (2004). En particular Das incorpora saltos en el modelo Vasicek y encuentra fuerte evidencia de saltos en la tasa de Federal Funds. Johannes usa un modelo de difusión no-paramétrico para estudiar la tasa de Treasury bills en el mercado secundario y concluye que los saltos se generan generalmente por el anuncio de noticias sobre la macroeconomía. Distintos estudios difieren en los supuestos sobre la distribución de los saltos. La introducción de saltos en los modelos disminuye la importancia estadística de una reversión a la media no lineal.

A continuación se brindan más detalles técnicos.

Modelos de un solo factor

Aunque son demasiado simples para modelar la compleja dinámica de las tasas de interés, estos modelos se usan ampliamente en la práctica por su bajo nivel de dificultad. El más general de estos modelos fue propuesto por Chan, Karolyi, Longstaff y Saunders (1992), se conoce normalmente como CKLS y está dado por

$$\begin{aligned} r_t &= \alpha + (1 + \beta)r_{t-1} + \varepsilon_t, \\ E(\varepsilon_t) &= 0 \\ \text{Var}(\varepsilon_t) &= \sigma^2 r_{t-1}^{2\gamma}. \end{aligned} \quad (1)$$

o bien

$$dr_t = (\alpha + \beta r_t)dt + \sigma r_t^\gamma dW_t \quad (2)$$

donde dW_t es un incremento de Wiener.

Esta ecuación también suele encontrarse en la literatura como

$$dr_t = \kappa(\theta - r_t)dt + \sigma r_t^\gamma dW_t, \quad (3)$$

Este modelo provee una descripción simple de la naturaleza estocástica de las tasas de interés que es consistente con la observación empírica de que las tasas de interés tienden a revertir a un valor de equilibrio. El parámetro κ (igual a $-\beta$ de la ecuación 2) determina la velocidad de reversión a la media y θ (igual a $-\alpha/\beta$ de la ecuación 2) es dicho nivel de tendencia central. La varianza de este proceso es proporcional al nivel de las tasas de interés. El parámetro γ denota la elasticidad de la volatilidad al nivel de las tasas de interés.

Varios modelos ampliamente conocidos en la literatura son casos particulares de éste. Si $\gamma=0$, se obtiene el proceso de Ornstein-Uhlenbeck, usualmente reconocido por el trabajo de Vasicek (1977) y denotado por la siguiente especificación:

$$dr_t = (\alpha + \beta r_t)dt + \sigma dW_t \quad (4)$$

Una de las mayores críticas al modelo de Vasicek es que la tasa de interés puede tomar valores negativos (si bien esta probabilidad es relativamente corta cuando se trabaja con horizontes cortos y el proceso se calibra para economías desarrolladas). El modelo CIR

(Cox-Ingersoll-Ross, 1985), se obtiene haciendo $\gamma=1/2$ en el modelo general, y tiene la ventaja de que el proceso es siempre positivo si los parámetros están dentro de ciertos rangos. También se objeta al modelo de Vasicek que la volatilidad de la tasa es constante al valor de σ , mientras que es un hecho estilizado que la volatilidad es menor cuando los niveles de tasas son menores. En el modelo CIR también se supera esta crítica, ya que la volatilidad es igual a $\sigma r_t^{0.5}$.

Desafortunadamente, aunque la especificación de CIR es mejor que la de Vasicek para explicar el proceso de la volatilidad, el cotejo con datos empíricos no da amplio apoyo a este modelo.

Chan et al. (1992) comparan ocho diferentes modelos que se obtienen variando los valores de los parámetros en el modelo general CKLS. Su conclusión es que se captura mejor la dinámica de la tasas de interés de corto plazo cuando la volatilidad de los cambios en la tasa es muy sensible al nivel de las mismas (γ alto). Muchos estudios se han aplicado a los EEUU (rendimientos de las notas del Tesoro). En algunos casos se ha observado que los procesos pueden no resultar estacionarios y que surgen otros problemas que derivarían de la incorrecta especificación en términos de la varianza condicional (no se captura su correlación serial).

Dados los pobres resultados empíricos de las versiones más simples de estos modelos, como se comentó antes, se han propuesto modelos más flexibles, con tendencia no lineal y formas más generales del coeficiente de difusión. Por ejemplo, Ait-Sahalia (1996) proponen el siguiente proceso:

$$dr_t = [\kappa(\theta - r_t) + \alpha_2 r_t^2 + \frac{\alpha_3}{r_t}]dt + \sqrt{\beta_0 + \beta_1 r_t + \beta_2 r_t^{\beta_3}} dW_t$$

Para capturar los *clusters* de volatilidad (períodos de alta volatilidad y períodos de baja volatilidad) se han estudiado los modelos GARCH. Estos han sido ampliamente estudiados para el caso de tipos de cambio, precios de acciones y tasas de interés. Estudios sobre esta línea de investigación pueden encontrarse en Ghysels et al. (1996) y Shepard (1996). Un problema de los modelos GARCH en el caso de las tasas de interés es que su volatilidad no sólo varía en función de las innovaciones al cuadrado (estructura básica de los modelos GARCH) sino en función del nivel de las tasas de interés. Como consecuencia de este problema de especificación, normalmente se obtienen modelos GARCH que no son estacionarios.

En los últimos años se han estudiado enfoques que combinan los dos tipos de modelos (de un factor y GARCH). Por ejemplo Bali (2003), Brenner et al. (1996), Koedijk et al. (1997) y Longstaff y Shwartz (1992).

Habiendo estudiado extensamente los modelos de un factor y, aparentemente, habiéndose alcanzado un límite en sus posibilidades para explicar el proceso de la tasa de interés de corto plazo, los desarrollos teóricos avanzaron en varias direcciones. Una de ellas es introducir otros factores mientras que otra es permitir la existencia de diferentes “régimenes” y/o “saltos”.

Los modelos que permiten cambios de régimen pueden utilizar un proceso de Markov, como en Gray (1996), Hamilton (1988), y Pai (1998), entre otros. Este enfoque captura algunos aspectos de la dinámica de la tasa de interés pero es objeto de dos críticas: (i) se utiliza una variable latente (no observable) y (ii) es difícil analizar la dinámica de la estructura temporal de esta variable latente. Una alternativa que también introduce cambio

de régimen es hacer que éste se determine según el nivel de la tasa de corto corriente. Esto lleva a los modelos de umbral, en los cuales fue pioneros Tong (1983 y 1990) y Pfann et al (1996) lo aplicaron por primera vez a la tasa de interés. Los distintos estudios dentro de este campo se diferencian por la forma de determinar los niveles de los umbrales y su cantidad. Cuando el modelo es de un factor y el umbral se determina endógenamente se denominan SETAR (self exciting threshold autoregressive).

Un modelo de un único umbral u y un factor para la tasa de interés de corto plazo se definiría por el siguiente proceso:

$$dr_t = \begin{cases} (\alpha_1 + \beta_1 r_t)dt + \sigma_1 r_t^{\gamma_1} dW_t & r_t \leq u \\ (\alpha_2 + \beta_2 r_t)dt + \sigma_2 r_t^{\gamma_2} dW_t & r_t > u \end{cases}$$

Esta especificación particular tiene sólo un umbral pero podrían plantearse varios, si bien el número de regímenes se mantiene normalmente reducido (máximo 3), en aras de la parsimonia. Adicionalmente, el nivel del umbral podría estar determinado por variables rezagadas o por una función de la historia de la tasa de interés de corto plazo. Otra forma de escribir la misma dinámica es bajo la forma diferencial estocástica, usando funciones indicadores.

$$dr_t = 1_{\{r_t \leq u\}} [(\alpha_1 + \beta_1 r_t)dt + \sigma_1 r_t^{\gamma_1} dW_t] + 1_{\{r_t > u\}} [(\alpha_2 + \beta_2 r_t)dt + \sigma_2 r_t^{\gamma_2} dW_t]$$

Los modelos de varios regímenes son no lineales pero mantienen el modelo estándar lineal de la forma CKLS en cada estrato.

Estos modelos pueden generar la estructura completa de tasas de interés vía simulaciones de Monte Carlo. Sin embargo, es necesario para ello conocer el precio del mercado del riesgo. No se han desarrollado aun técnicas paramétricas para estimar el precio de mercado del riesgo sin fórmulas cerradas para los precios de los bonos. En la práctica, se obtienen estos valores del riesgo en procesos de prueba y error o por métodos no paramétricos. Este área de estudio es importante porque permitiría obtener toda la estructura temporal de tasas a partir del proceso de la tasa de corto plazo. Este enfoque se ha estudiado en Aït-Sahalia (1992), Stanton (1997) y Cox et al. (1999), entre otros.

Los estudios que agregan un término de salto aleatorio, suman al modelo de la tasa de interés un término que representa el componente de salto. Por ejemplo, un proceso de reversión a la media del tipo CKLS, complementada con un proceso de saltos, sería:

$$dr = \kappa(\theta - r)dt + \sigma dz + Jd\pi(h),$$

donde θ es el parámetro de tendencia central para la tasa de interés r , la cual revierte a la tasa κ . Así, la tasa de interés evoluciona con una tendencia a revertir a la media y dos términos aleatorios, uno es una difusión y el otro es un proceso que produce saltos aleatorios J . La ocurrencia de saltos está gobernada por un proceso π que puede ser de Poisson, cuyo parámetro de tasa de eventos es h . El tamaño del salto J puede ser constante u obtenido de alguna distribución de probabilidad. Los procesos de difusión, de Poisson y del tamaño del salto pueden ser independientes.

Agregar un proceso de salto al modelo disminuye la significatividad de la no-linealidad de la tendencia en los modelos, lo cual podría implicar una especificación errónea. Finalmente, se ha estudiado la combinación de procesos con cambio de régimen y saltos. En general se concluye que el modelo de salto debería ser condicional al régimen, ya que cuando el proceso atraviesa un régimen de altas tasas, predomina el comportamiento

discontinuo, mientras que en el más habitual régimen de bajas tasas, las transiciones suelen ser suaves (menos saltos).

El comportamiento de las tasas de interés se ha estudiado extensamente en la literatura dedicada a la valuación de activos financieros de renta fija. Especialmente en relación con la valuación de activos financieros que tienen varios pagos distribuidos en el tiempo, se han estudiado modelos de la estructura temporal de tasas. Uno de los trabajos más importantes y fundacionales es posiblemente el modelo de dos variables estado de Brennan y Schwartz (1982). La mayoría de estos modelos no permiten una solución cerrada de la estructura temporal y deben recurrir a procedimientos numéricos, como por ejemplo la programación dinámica. Además requieren la medición del precio de mercado de riesgo.

Para superar las dificultades de los modelos de estructura temporal que requieren la estimación del precio del riesgo, surgieron dos enfoques “libres de preferencias”. Uno de estos enfoques utiliza modelos de celosías (*lattice*) e incluyen a Ho y Lee (1986) y Black, Derman y Toy (1990). El otro enfoque utiliza el concepto de martingalas y sus principales exponentes son Hull y White (1990) y Heath, Jarrow y Morton (1990).

Se llaman modelos dentro del marco HJM (Heath-Jarrow-Morton) a una clase de modelos que se derivan modelando directamente la dinámica de las tasas forward instantáneas. Una idea central en este marco es reconocer que hay una relación explícita entre los parámetros de tendencia y de volatilidad de la dinámica de las tasas forward que se deriva de la condición de que no existan oportunidades de arbitraje.

$$f(t, s) = f(0, s) + \int_0^t \alpha(u, s) du + \int_0^t \sigma(u, s)^T dW_u$$

o, en notación diferencial,

$$df(t, s) = \alpha(t, s)dt + \sigma(t, s)^T dW_t$$

donde W_t es un movimiento Browniano neutral al riesgo d - dimensional que determinan los procesos estocásticos de las muchas tasas forward $f(t, s)$ para $s \in [T, t]$.

Nuevamente, los modelos más tradicionales quedan comprendidos dentro del marco HJM. Cuando se supone que la volatilidad $\sigma(t, s)$ es determinística, recuperamos la clase de modelos gaussianos más tradicionales.

Se ha definido más recientemente un enfoque para estudiar modelos de la estructura temporal de tasas que estudia modelos “afines”, los cuales tienen la propiedad de que los rendimientos son lineales en un conjunto de variables estado que son determinantes de la función de distribución estadística de las tasas de rendimiento. Estos modelos permiten resolver toda la estructura temporal de tasas necesaria para valuar bonos de plazo arbitrario. Los modelos de Vasicek y CIR quedarían incluidos dentro de este conjunto de modelos, como una de sus versiones más simples. Los modelos afines pueden extenderse para incluir saltos o para estudiar el valor de activos con pagos contingentes, por ejemplo. De este enfoque se han derivado términos como “completamente afín”, “esencialmente afín”, semi-afín” y otros en la literatura.

En un modelo afín simple, los rendimientos son funciones “afines” (se relacionan a través de una constante más un término lineal) de un vector de variables estado x . Así, es una clase especial de modelos de la estructura temporal que escribe los rendimientos $y^{(\tau)}$ de un bono con un plazo de τ períodos como:

$$y^{(\tau)} = A(\tau) + B(\tau)x$$

para coeficientes $A(\tau)$ y $B(\tau)$ que depende del plazo τ . Restricciones sobre las funciones $A(\tau)$ y $B(\tau)$ hacen que esas ecuaciones de rendimientos sean consistentes entre ellas para distintos plazos (valores de τ). Las funciones también pueden hacer que las ecuaciones de rendimientos sean consistentes con la dinámica de las variables estado. Los modelos también definen los procesos generadores de datos de las variables estado x . Éstas pueden también seguir un proceso afín, donde la incertidumbre se introduce por un variable que responde a un movimiento browniano. Véase Duffie y Kan (1996), Das y Foresi (1996) y Duffie, Pan y Singleton (2000).

Referencias Bibliográficas

- Ahn, C. M. and H.E. Thompson (1988), "Jump-diffusion processes and the term structure of interest rates" - *The Journal of Finance*, Vol. 43, No. 1, 155-174. Mar., 1988.
- Aït-Sahlia, Y. (Summer, 1996). "Testing continuous-time models of the spot rate". *The Review of Financial Studies*, 385-426.
- Andersen T. and J. Lund. "Stochastic volatility and mean drift in the short term interest rate diffusion: Sources of steepness, level and curvature in the yield curve". *Department of Finance, Working Paper #214*, J.L. Kellogg Graduate School of Management, Northwestern University.
- Bali, T. G. (2003). "Modeling the stochastic behavior of short-term interest rates: Pricing implications for discount bounds". *Journal of Banking & Finance*, 27:201–228.
- Ball C. and W. N. Torous (1995), "Regime Shifts in Short Term Riskless Interest Rates" (August 25, 1995). *Finance*. Paper 15-95.
- BCRA, textos ordenados: "Capitales Mínimos de las Entidades Financieras", descargable en <http://www.bcra.gov.ar/pdfs/comytexord/t-capmin.pdf>
- Bessis, J. (2002). *Risk Management in Banking*. John Wiley & Sons; 2 edition
- Black, F., Derman, E. and W. Toy, (1991). "A one-factor model of interest rates and its application to Treasury bond options". *Financial Analysts Journal* 46, 33-39.
- Brennan, M. J. and E. S. Schwartz, (1982), "An equilibrium model of bond pricing and a test of market efficiency". *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 17, No. 3. (Sep., 1982), pp. 301-329.
- Brenner, R. J., Harjes, R. and K. Kroner (1996). "Another look at models of the short-term interest rate". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31:85–107.
- Chan, K., Karolyi, G., Longstaff, F., and A. Saunders (1992). "An empirical comparison of alternative models of the short-term interest rate", *Journal of Finance* 47, 1209-1227.
- Chapman, D.A. and Pearson, N. D. (2000). "Is the short rate drift actually nonlinear?" *The Journal of Finance* 55, 355-388.
- Cox, J., Ingersoll, J., and S. Ross, (1985). "A theory of the term structure of interest rates". *Econometrica* 53, 385-407.
- Das, S. (2002), "The surprise element: Jumps in interest rates", *Journal of Econometrics*, v106, 27-65.
- Das, S. and Foresi, S. (1996). "Exact solutions for bond and options prices with systematic jump risk". *Review of Derivates Research* 1, 7-24.
- Duffie, D. and Kan, R. (1996). "A yield-factor model of interest rates". *Mathematical Finance* 64, 379-406.
- Duffie, D. , Pan, J. and K. J. Singleton, (2000), "Transform Analysis and Asset Pricing for Affine Jump-Diffusions", *Econometrica* 68, 1343–1376.
- Foresi, S. Penati A. and G. Pennacchi, "Estimating the cost of U.S. indexed bonds", *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper Series*, 97/01.

- Ghysels, E., Harvey A. C., and E. Renault. "Stochastic volatility". In C. R. Rao and G. S. Maddala, editors, *Statistical Methods in Finance*. North-Holland, Amsterdam, 1996.
- Gray, S. F. (1996), "Modeling the conditional distribution of interest rates as a regime-switching process". *Journal of Financial Economics*, 42:27–62.
- Hamilton, J. (1988) "Rational expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates". *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 385-423.
- Heath, D., Jarrow, R. and A. Morton, (1992). "Bond pricing and the term structure of interest rates: A new methodology". *Econometrica* 60, 77-105.
- Hein, S. E. and J. M. Mercer (2003), "Are Treasury inflation protected securities really tax disadvantaged?", *Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper* 2003-9a.
- Ho, T.S.Y. and S. B. Lee (December, 1986). "Term structure movements and the pricing of interest rate contingent claims". *The Journal of Finance* 41, 1011-1029.
- Holton, Glyn A. *Value-at-Risk. Theory and Practice*. Academic Press. 2003
- Hull, J. and A. White, (1990). "Pricing interest rate derivative securities". *The Review of Financial Studies* 3, 573-592.
- Jarrow, R. and Y. Yildirim (2002). "Pricing Treasury inflation Protected securities and related derivatives using an HJM model". Forthcoming, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- Jegadeesh, N. and G. Pennacchi (1996). "The Behavior of Interest Rates Implied by the Term Structure of Eurodollar Futures", *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 28 No. 3, August 1996.
- Johannes, M. (2004), "The statistical and economic role of jumps in continuous time interest rate. Models", *Journal of Finance* 59, 227–260.
- Jorion, P (2001). *Value at Risk. The New Benchmark for Managing Financial Risk* – 2nd ed. McGraw-Hill.
- Koedijk, K. G., Nissen, F. G. J. A., Schotman, P. C. and C. C. P. Wolff. (1997) "The dynamics of short-term interest rate volatility reconsidered". *European Finance Review*, 1:105–130.
- Kothari, S.P. and J. Shanken, (2004) "Asset allocation with inflation-protected bonds", *Financial Analyst Journal* 60.
- Lintner, J., (1965), "The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets", *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Longstaff, F.A. and E.S. Schwartz, (1992). "Interest rate volatility and the term structure: A two-factor general equilibrium model". *The Journal of Finance* 47, 1259-1282.
- Magill, M., and M. Quinzii (1992). "Real effects of money in general equilibrium", *Journal of Mathematical Economics*, 21, 301-342.
- Mina, Jorge and Jerry Yi Xiao. *Return to RiskMetrics: The Evolution of a Standard*. RiskMetrics Group, 2001. Downloadable at <http://www.riskmetrics.com/research>.
- Mossin, J. (1966). "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, 34, 738-783.

- Mukerji, S and J. M. Tallon (2000), "Ambiguity aversion and the absence of indexed debt", University of Oxford, *Department of Economics Discussion Paper Series*, 28.
- Pai, J. and Pedersen, H. W. (1999). "Threshold models of the term structure of interest rates". *Proceedings of the 9th International AFIR Colloquium*, 387-400.
- Pfann, G., Schotman, P. and R. Tschernig, (1996). "Nonlinear interest rate dynamics and implications for the term structure". *Journal of Econometrics* 74, 149-176.
- Piazzesi, M. (2005). "Affine term structure models". *The Handbook of Financial Econometrics*. Aït-Sahalia, Y. and Hansen L.P. (eds). Amsterdam: Elsevier-Science.
- Shen, P. (1998). "Features and risks of Treasury inflation protection securities". *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, issue Q I, pages 23-38.
- Shepard, N., (1996) "Statistical aspects of ARCH and stochastic volatility". In D.V. Lindley, D. R. Cox and O. E. Barndorff-Nielsen, editors, *Time Series Models in Econometrics, Finance, and Other Fields*. Chapman-Hall, London, 1996.
- Shiller, R., Schultze, C. L. and R. E. Hall (1997), "Public resistance to indexation: a puzzle", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1997, No. 1. 159-228
- Rebonato, R. (2003). "Term structure models: a review". Royal Bank of Scotland Quantitative Research Centre Working Paper.
- Sack, B. and R. Elsasser (2004) "Treasury Inflation-indexed debt: A review of U.S. experience". *Federal Reserve Bank of New York, Economic Policy Review*, Volume 10 Number 1 May 2004.
- Schaefer, S.M. and Schwartz, E.S. (December, 1984). "A two-factor model of the term structure: An approximate solution". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, 413-424.
- SEFyC, Análisis del Sistema (2006). "Deuda Pública en el Sistema Financiero – Análisis de su Situación"- . Mimeo.
- SEFyC, Coordinación de Supervisión (2006). "Situación de Descalce de Rendimientos al 30/06/06". Mimeo.
- Sharpe, W. F., (1964), "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk", *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Sorwar, G. (2005). "Estimating single factor jump diffusion interest rate models" *Computing in Economics and Finance*, No 56.
- Stanton, R., (1997), "A Nonparametric model of term structure dynamics and the market price of interest rate risk," *Journal of Finance* 52, 1973-2002.
- Tong, H. (1983), "Threshold models in non-linear time-series analysis", New York: Springer-Verlag.
- Tong, H. (1990) "Non-linear time-series: a dynamical approach", Oxford: Oxford University Press.
- Vasicek, O. A. (1977). "An equilibrium characterization of the term structure". *Journal of Financial Economics* 5, 177-188.