

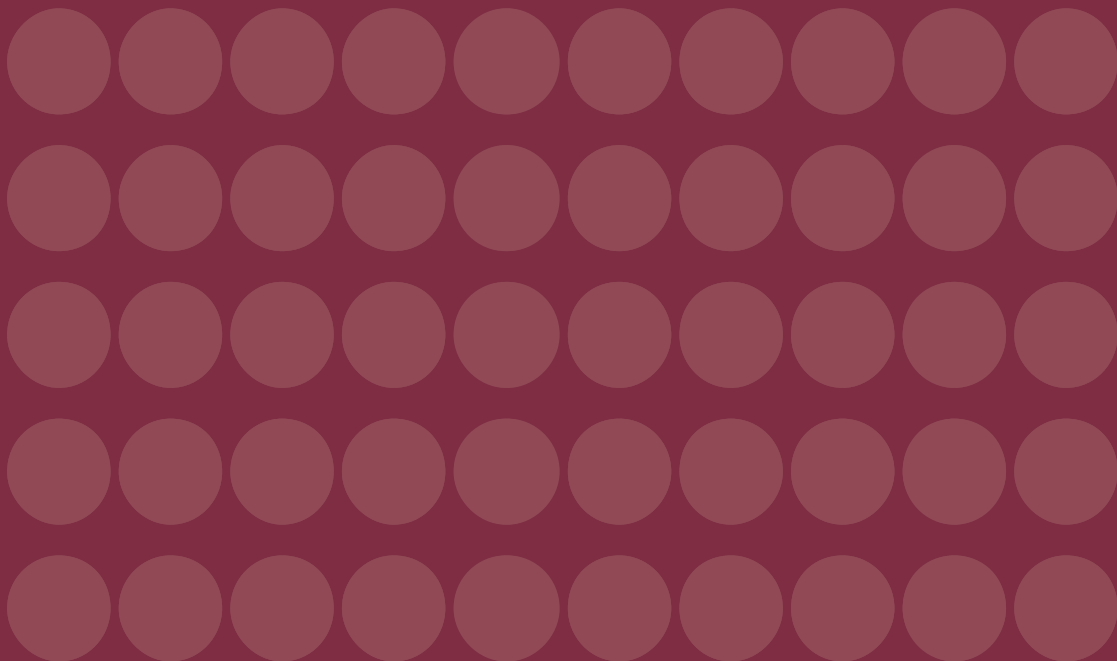


**CENTRO DE
ESTUDIOS
MONETARIOS
LATINOAMERICANOS**
Asociación Regional de Bancos Centrales

MONETARIA

Volumen XXXIV, número 4

Octubre-diciembre de 2011



CEMLA

ASAMBLEA

Bancos Centrales Asociados (*vox et votum*)

Miembros Colaboradores (*vox*)

JUNTA DE GOBIERNO, 2011-2013

Presidente:

Banco de la República (Colombia)

Miembros:

Banco Central de la República Argentina

Central Bank of Barbados

Banco Central do Brasil

Banco Central de Reserva de El Salvador

Banco de México

Banco Central de Venezuela

COMITÉ EDITORIAL

Javier Guzmán Calafell

Director General

Dalmir Sergio Louzada

Subdirector General

Fernando Sánchez Cuadros

Reuniones Técnicas de Banca Central

Ana Laura Sibaja Jiménez

Servicios de Información

MONETARIA es una publicación trimestral del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, Durango núm. 54, México D. F., 06700. Impresa en los talleres de Master Copy, S. A. de C. V., avenida Coyoacán núm. 1450, colonia Del Valle, México D. F., 03220. 370 ejemplares. ISSN 0185-1136.

MONETARIA

VOLUMEN XXXIV, NÚMERO 4, OCTUBRE-DICIEMBRE DE 2011

Javier Pereda

429 Estimación de la tasa natural de interés para Perú: un enfoque financiero

Tamara Burdisso

Eduardo Ariel Corso

461 Incertidumbre y dolarización de cartera: el caso argentino en el último medio siglo

Daniel Fernández

517 Suficiencia del capital y provisiones de la banca uruguaya por su exposición al sector industrial

Carlos A. Medel Vera

591 ¿Akaike o Schwarz? ¿Cuál utilizar para predecir el PIB chileno?

MONETARIA difunde estudios de investigadores de bancos centrales, instituciones financieras internacionales, universidades y otras instituciones; incluye temas especializados en economía y banca central, con un enfoque teórico o cuantitativo. Se publica en forma impresa y electrónica (www.cemla.org). Consultas dirigirse a: publicaciones@cemla.org). Los trabajos firmados son responsabilidad de los autores y no coinciden necesariamente con el punto de vista del Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos.

Javier Pereda

Estimación de la tasa natural de interés para Perú: un enfoque financiero

I. INTRODUCCIÓN

La tasa de referencia que fija el banco central de Perú es el instrumento principal de política monetaria mediante el cual influye en las decisiones de los agentes económicos, dentro del mecanismo de metas de inflación que aplica desde 2002. Alzas o reducciones de la tasa de referencia por lo general se asocian a un endurecimiento o una flexibilización de la política monetaria dentro de la tradición que se remonta a Wicksell (1898) y últimamente popularizada por Taylor (1993). Según la tradición wickselliana, la tasa de referencia real por sí sola no es suficiente para determinar la posición de política monetaria sino en tanto esta se desvíe de la tasa real de equilibrio de la economía o tasa natural.¹ Según Wicksell:

¹ Un buen recuento de los conceptos de la tasa natural dentro de la literatura neokeynesiana y su relevancia para la política monetaria se puede

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de J. Pereda, funcionario del Banco Central de Reserva del Perú (BCRP). Una primera versión de este trabajo se presentó al XXVII Encuentro de Economistas del BCRP, en noviembre de 2009; y se publicó como Documento de Trabajo del BCRP, núm. 18, en diciembre de 2010. El contenido es responsabilidad exclusiva del autor y no necesariamente refleja la posición del BCRP.

Hay cierta tasa de interés de préstamos que es neutral respecto a los precios de los bienes,² y no tiende ni a aumentarlos ni a reducirlos (Wicksell, 1898, p. 102.)

En tanto los precios permanezcan sin variación la tasa de interés de los bancos [centrales] debe mantenerse; y si los precios caen la tasa de interés tiene que ser reducida; y en adelante la tasa de interés se mantendrá en su nuevo nivel hasta que nuevos movimientos de precios hagan necesario un cambio en una u otra dirección.³ (Wicksell, 1898, p. 189.)

Para Wicksell la tasa natural tendría dos características: es una tasa neutral sobre precios y es una tasa de equilibrio. De allí se derivan las siguientes implicaciones de política: el banco central debe mantener la tasa de interés si los precios están estables; debe aumentarla si los precios aumentan (inflación); y debe disminuirla si los precios disminuyen (deflación).

Keynes en su *Tratado sobre el Dinero* señala:⁴ “la tasa natural de interés es la tasa a la cual el ahorro y la inversión se equilibran, y por tanto el nivel de precios de los bienes [...] corresponde exactamente al valor del dinero de los ingresos por eficiencia de los factores de producción. Todo alejamiento de la tasa de mercado de su nivel natural tiende, por otro lado, a generar movimientos en el nivel de precios”.

En los desarrollos recientes, la tasa natural de interés se incorpora como una variable en los modelos neokeynesianos (Galí, 2008) o también denominados neowicksellianos. Neiss y Nelson (2001) y Laubach y Williams (2003) han introducido el concepto de tasa natural para medir la posición de la política monetaria, usando el concepto de brecha de tasa de interés. Woodford (2003)⁵ define a la tasa natural como la “tasa de retorno real de equilibrio cuando los precios son flexibles.”

Hasta inicios de la década de los noventa, el concepto de tasa natural estuvo restringido al ámbito teórico. En Estados Unidos, Greenspan (1993) reintrodujo este concepto en la discusión práctica de la política monetaria. Brzoza-Brezina

encontrar en Amato (2005).

² Wicksell emplea el término *commodity prices* (precios de productos básicos).

³ Citado por Manrique y Marques (2004), p. 5.

⁴ Keynes (1939), p. 139. Citado en Arestis (2009), p. 17.

⁵ Woodford (2003), p. 248.

(2004b)⁶ sostiene que el concepto de tasa natural en macroeconomía estuvo relegado por más de cien años por los académicos pero que aún no es muy utilizado por los banqueros centrales. Las razones para ello serían: *i*) la elevada volatilidad de las estimaciones de la tasa natural de interés; *ii*) la incertidumbre sobre el nivel actual de la tasa natural de interés; y *iii*) la ausencia de una única definición de tasa natural de interés.

A partir de ello, se han dado diferentes esfuerzos por modelar y estimar la tasa natural, dada su importancia para las decisiones de política monetaria de los bancos centrales, considerando que esta es una variable no observable directamente en la economía.

En la literatura se consigna una serie de métodos para estimar la tasa natural de interés,⁷ destacando el modelo propuesto por Laubach y Williams (2003) que constituye un esfuerzo temprano por estimar la tasa natural de interés para Estados Unidos usando un modelo macroeconómico semiestructural con filtro de Kalman. Asimismo, se han planteado modelos macroeconómicos más refinados de estimación como los denominados modelos de equilibrio general dinámico estocástico (DSGE, por sus siglas en inglés).

Uno de los problemas más usuales de aplicar modelos estructurales (DGSE) y semiestructurales, es la elevada volatilidad de las estimaciones así como la mayor incertidumbre de sus estimaciones (mayor intervalo de confianza) por ser esta clase de modelos muy sensibles a los supuestos empleados para su calibración. Como señala Ferguson (2004),⁸ cuando se refiere al método propuesto por Laubach y Williams (2003), las estimaciones de este método (*point estimates*) son muy inciertas con intervalos de confianza demasiado grandes,⁹ lo que claramente no constituye “una guía útil de política”. Por su parte, Williams (2003), y Orphanides y Williams (2002), muestran que las estimaciones de la tasa natural son sensibles a los métodos estadísticos usados, y Orphanides y Van Norden

⁶ Brzoza-Brezina (2004b), p. 2.

⁷ Para una revisión de estos métodos consultar Giammarioli y Valla (2004), Fuentes y Gredig (2008).

⁸ Ferguson (2004).

⁹ Al respecto, Ferguson (2004) señala que el intervalo de confianza de que la tasa natural se ubique entre un 0.5% y un 5.5%, es de 70% de probabilidad.

(2002) indican que los resultados de las estimaciones también cambian cuando se usa datos *ex post* o revisados en vez de datos en tiempo real.

Tanto Bomfim (2001) como Fuentes y Gredig (2008) plantean métodos alternativos para estimar la tasa natural de intereses usando un enfoque financiero. El primero se basa en la curva de rendimiento y el segundo en la paridad de intereses.¹⁰ La ventaja práctica de estos modelos es que son de fácil aplicación y que permiten realizar estimaciones de alta frecuencia, a diferencia de los modelos macroeconómicos donde los datos disponibles son generalmente trimestrales, con un rezago considerable entre la fecha de estos y su publicación, y están sujetos a revisión. Cuando Ferguson (2004) se refiriere al modelo de Bomfim (2001) señala que sus estimaciones van a tender a sobreestimar la tasa real de equilibrio, lo que se tratará de corregir en este trabajo agregando un factor de ajuste a la ecuación original de Bomfim.

En los últimos años se han realizado varias estimaciones de la tasa natural para Perú usando modelos macroeconómicos, en la misma línea introducida por Laubach y Williams (2003), entre los que tenemos a: Perea y Deza (2009), Kapsoli (2006), Castillo, Montoro y Tuesta (2006), y Humala y Rodríguez (2009). Si bien sus resultados difieren, estos autores informan una tendencia decreciente en los últimos años de las tasas naturales estimadas, independientemente del método usado.¹¹

Dados los problemas de estimación de los diferentes métodos propuestos para calcular la tasa natural, es necesario tener en claro las limitaciones de cada uno de ellos. La Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos –OCDE– (2004) señala que la tasa natural de interés, si bien es una herramienta informativa, su uso para aplicar la política monetaria debe hacerse con cautela.¹² En ese sentido, el presente trabajo es un intento por contribuir a generar estimaciones alternativas de la tasa natural de interés para Perú, considerando que a la fecha no se ha informado de estimaciones de dicha variable basadas en un enfoque financiero.

¹⁰ Existen modelos financieros alternativos para estimar la tasa natural de interés, al respecto consultar Giammaroli y Valla (2004).

¹¹ En el cuadro 2 se presentan estimaciones de tasa natural y métodos empleados para distintos países, incluido Perú.

¹² OCDE (2004), p. 25.

El trabajo está estructurado de la siguiente manera. En la primera y segunda secciones se realiza una breve introducción al concepto de tasa natural de interés, su importancia en la conducción de la política monetaria y se reseñan métodos usados para estimar la tasa natural de interés en algunos países y Perú. En la sección III se presentan dos modelos para estimar la tasa natural con información de los mercados financieros, el primero basado en el uso de las tasas de interés *forward* y el segundo en la paridad de intereses descubierta. Finalmente, en la sección IV se presentan las conclusiones del trabajo.

II. TASA NATURAL DE INTERÉS: CONSIDERACIONES TEÓRICAS Y ESTIMADOS PARA PAÍSES

Aunque el concepto de tasa natural desempeña un papel importante en el diseño de la política monetaria, su definición no siempre es explícita lo que puede generar diversas versiones empíricas. Wicksell señala que lo que influencia a la demanda (agregada) y por tanto a los precios, es la “tasa de interés de los préstamos” comparada con la tasa natural y que dicha tasa es “aproximadamente la tasa real actual de los negocios”.¹³ La tasa natural de acuerdo con la definición anterior estaría asociada a tasas activas y serían las observadas en la economía.

Según Amato (2005),¹⁴ Wicksell caracteriza a la tasa natural de varias maneras: *i*) la tasa de interés que iguala ahorro e inversión; *ii*) la productividad marginal del capital; y *iii*) la tasa de interés que es congruente con la estabilidad agregada de precios.

Williams (2003) define la tasa natural como aquella que es compatible con la estabilidad de precios en ausencia de choques temporales de demanda y oferta.¹⁵ Amato (2005), define la tasa natural como la “tasa de interés de equilibrio coherente con estabilidad de precios”. Laubach y Williams (2003), definen a la tasa natural como la tasa de interés real de corto plazo congruente con un nivel de producto igual a su nivel

¹³ Ferguson (2004), p. xxv.

¹⁴ p. 9.

¹⁵ p. 1.

natural (o potencial) e inflación estable. Woodford (2003)¹⁶ define a la tasa natural como la “tasa de rendimiento real de equilibrio cuando los precios son flexibles”.

La tasa natural es una tasa de corto plazo de equilibrio. Podemos distinguir además dos tipos de equilibrio: equilibrio de largo plazo y de mediano plazo. La tasa natural de equilibrio en el largo plazo es una tasa de equilibrio general, cuando todos los mercados se encuentran en su estado estacionario. La tasa natural de equilibrio en el largo plazo depende de factores estructurales de cada economía como progreso técnico, preferencia intertemporal de consumo y crecimiento poblacional.¹⁷

Sin embargo, para efectos de política monetaria, una definición de equilibrio menos rígida y más útil es la que vincula la tasa natural a una situación de equilibrio en ciertos mercados (vinculado a un equilibrio de mediano plazo). Mientras la tasa natural de equilibrio en el largo plazo, en teoría, equilibra todos los mercados, la tasa de equilibrio en el mediano plazo es dependiente del ciclo económico y supone el equilibrio sólo de precios y producto, mas no del resto de los mercados como cambiario, laboral, deuda pública, que pueden no estar en su equilibrio de largo plazo.¹⁸

Taylor (1993) incorpora el concepto de tasa de equilibrio a la conducción práctica de la política monetaria, en su famosa regla de política llamada regla de Taylor, a partir de la cual la mayoría de bancos centrales fijan su tasa de interés de política.

En la práctica, en una economía se observa una gran variedad de tasas de interés: tasas activas o pasivas, tasas de corto y largo plazo, tasas de empresas y personas. Si buscamos una tasa representativa que afecte los negocios de una economía

¹⁶ p. 248.

¹⁷ En crecimiento económico se conoce como la regla de oro modificada. En un análisis parcial, la tasa de interés de equilibrio debe igualar a la productividad marginal del capital.

¹⁸ Por ejemplo puede haber desempleo y la moneda puede estar sobrevaluada o subvaluada. Algunos autores señalan que la política monetaria debe también incluir la estabilidad de los precios de los activos y así evitar burbujas especulativas como la de 1929 o la de la crisis subprime de Estados Unidos en 2008. Cabe recordar que Wicksell en su famosa cita sobre su regla de política usa el término precio de productos básicos.

podríamos considerar a las tasas de los clientes corporativos, que es una buena aproximación de los niveles de demanda de fondos de una economía (dependiendo de su productividad del capital). Por otro lado, los niveles de las tasas pasivas están más relacionados con la oferta de fondos de una economía (al afectar la preferencia intertemporal de consumo).

Considerando la diversidad de tasas de interés, Greenspan (1993) señala que estrictamente no hay una tasa real de equilibrio, sino una estructura temporal de tasas reales de equilibrio de la economía¹⁹ que responde a los cambios en los patrones de consumo. En este contexto, Schmidt-Hebbel y Walsh (2009) señalan que el uso de una regla de Taylor, que asume una tasa real de equilibrio constante, puede llevar a errores de política.²⁰

La observación de las tasas de interés de la economía peruana para el periodo 1996-2010, que incluye un ciclo económico completo,²¹ nos permite contar con una idea de los niveles promedio de la tasa natural para Perú en dicho periodo. Williams (2003) señala que la observación de las tasas reales de interés para una economía en un periodo largo permite obtener una idea aproximada de los niveles de la tasa natural de una economía.

En este periodo la tasa interbancaria real promedio fue del 3.8%, lo que nos da una primera aproximación de la tasa natural de corto plazo. Esa misma tasa es del 2.4% para el periodo 2000-2010 y de un 0.9% para el periodo 2007-2010, caracterizado por una fase expansiva del ciclo económico (ver cuadro 1). Las tasas de interés reales de los préstamos a plazo también tuvieron un comportamiento decreciente en los últimos

¹⁹ “La estructura de la tasa de equilibrio responde a los altibajos de las fuerzas subyacentes que afectan el gasto” (nota del editor), Greenspan (1993).

²⁰ p. 365.

²¹ Entre 1990 y 1996 el sistema financiero estuvo sujeto a cambios estructurales significativos al igual que la economía peruana, con tasas de inflación de dos dígitos. Entre 1970 y 1990 el sistema financiero estuvo caracterizado por bajos niveles de competencia y represión financiera. Asumiendo que la tasa interbancaria durante un ciclo completo está por encima de la natural (política monetaria expansiva) y por debajo (política monetaria contractiva), entonces en promedio la tasa interbancaria debe tender a su tasa natural.

CUADRO 1. TASAS DE INTERÉS REALES: ACTIVAS Y PASIVAS, 1996-2010 (en porcentajes)

Fecha	Preferencial		Préstamos		Tasa activa promedio en moneda nacional		Depósitos a plazo			Tasa activa máxima preferencial ex post		
	Interbancaria corporativa promedio a tres meses	Hasta un mes	Hasta un año	Más de un año	Hasta un mes	1-6 meses	6-12 meses	Más de un año	1 mes	1-6 meses	Más de un año	Inflación
2002	3.1	4.6	9.5	14.5	27.0	20.6	3.0	4.0	5.6	9.0	3.3	0.2
2003	1.1	1.8	5.3	11.9	24.8	18.8	1.0	1.6	2.4	5.1	0.9	2.3
2004	-1.0	-0.1	2.7	10.8	22.9	21.0	-1.0	-0.6	0.3	3.4	-1.2	3.7
2005	1.7	2.7	5.8	13.7	23.6	24.2	1.9	2.1	3.3	6.1	1.3	1.3
2006	2.3	3.6	5.7	12.5	19.1	21.9	2.7	2.8	3.4	5.8	1.2	2.0
2007	2.9	3.6	5.7	11.6	18.8	21.1	2.9	3.1	3.8	6.1	1.5	1.8
2008	0.0	0.8	2.7	8.3	13.9	17.9	-0.6	-0.3	-0.1	1.7	-2.3	5.8
2009	0.4	0.9	5.2	9.8	15.8	18.1	0.3	1.4	2.5	4.0	-0.1	3.0
2010 ^a	0.3	1.0	4.3	10.0	16.2	17.7	0.2	0.6	1.5	4.4	0.1	1.3
Promedios												
1996-2010	3.8	-	7.5	15.8	29.8	22.1	3.5	4.2	5.2	7.6	1.9	3.9
2000-2010	2.4	3.1	5.4	13.5	23.3	21.0	2.4	3.0	3.9	6.2	1.5	2.5
2003-2010	1.0	1.8	4.7	11.2	19.7	20.2	1.0	1.4	2.2	4.6	0.2	2.7
2007-2010	0.9	1.6	4.5	9.9	16.2	18.8	0.8	1.2	2.0	4.0	-0.2	3.1

FUENTE: Banco Central de Reserva del Perú, *Nota Semanal*.

^a Octubre de 2010.

años, al igual que las tasas de los depósitos a plazo, aunque su volatilidad fue menor que las tasas interbancarias.

En el cuadro 2 se muestran los resultados de diferentes métodos aplicados para estimar la tasa natural en una serie de países (se presentan estimaciones para Estados Unidos, la zona del euro, países en desarrollo, y para Perú).²² Las estimaciones presentadas en general son sensibles al método y año de estimación y a los datos utilizados, ya sea que se trate de datos contemporáneos o de datos revisados. La revisión de estos resultados permite extraer algunas características o hechos estilizados sobre la evolución de las tasas de interés natural para diferentes países. Entre ellas tenemos:

- La tasa natural no es un valor fijo en el tiempo (Ferguson, 2004 y Amato, 2005), sino variable y procíclica (Laubach y Williams, 2003) y ha venido disminuyendo en el tiempo en los últimos años (Schmidt-Hebbel y Walsh, 2009).
- Existen comovimientos en las tasas naturales entre países industriales grandes y pequeños (Schmidt-Hebbel y Walsh, 2009), aunque no reflejan una tendencia a converger hacia el nivel de las tasas de Estados Unidos o la zona del euro; incluso, no se observa una tendencia hacia una convergencia de largo plazo. Se observa además una reducción de la volatilidad de la tasa natural cuando se mira el promedio de la muestra.²³
- La tasa natural de interés estimada por lo general es mayor en países en desarrollo que en países desarrollados.²⁴

²² En el anexo 2 se presenta un resumen de las estimaciones de tasa natural para Perú.

²³ Schmidt-Hebbel y Walsh (2009), p. 366. El periodo usado es trimestral durante 1970t2-2006t4. Los autores excluyen a Chile en el cálculo de las correlaciones debido a que este país sólo tiene datos desde 1980. Las correlaciones se muestran en el cuadro 8, p. 350, y se ubican (excluyendo a Japón) entre 0.17 y 0.91.

²⁴ El modelo de crecimiento simple permite inferir que la productividad marginal del capital de los países en desarrollo es mayor que la de los países desarrollados en tanto se encuentran más lejos de su estado estacionario. Por otro lado, desde el punto de vista financiero la tasa exigida para invertir en países en desarrollo debe ser mayor para compensar el mayor riesgo que estos países tienen, esto es, los países en desarrollo deben pagar una prima por riesgo positiva.

CUADRO 2. TASA NATURAL: ESTIMACIONES PARA PAÍSES

Autor	País	Rango tasa		Periodo	Método
		Tasa promedio	natural de interés		
Bomfim (2001)	EUA		3.6-4 3.7	1998-2001 2001	Tasas <i>forwards</i> de rendimiento de bonos indexados
Brzoza-Brzezina (2004a)	EUA		-5 a 8 1	1960-2002 2002	Valor de riesgo estructural
			-5 a 8 2	1980-2002 2002	Laubach y Williams (2003)
Laubach y Williams (2003)	EUA		1-5.5 3	1960-2002 2002	Modelo macro pequeño con filtro de Kalman
OCDE (2004)	EUA		2.1	2003	Actualiza Laubach y Williams (2003)
Fuentes y Gredig (2008)	EUA		2	2007	Laubach y Williams (2003)
Manrique y Marques (2004)	EUA	2.9	1.5-5	1964-2003	Laubach y Williams (2003)
		3.3		1964-1981	
		2.5		1982-1992	
		2.6		1993-2003	
Amato (2004)	EUA		2.5-4 3	1965-2001 2001	Modelo de variables latentes
Clark y Kozicki (2004)	EUA		0-5	1962-2003	Laubach y Williams (2003)
			2	2001-2003	
Giammarioli y Valla (2003)	Zona del euro		< 6	1973-2000	DGSE ^a -Neiss y Nelson (2003)
			3-3.7 2.75	1994-2000 2000	
Mèsonnier y Renne (2004)	Zona del euro		1-7	1979-2002	Similar a Laubach y Williams (2003)
			4	2000	
			1	2002	
Crespo Cuaresma <i>et al.</i> (2003)	Zona del euro		2-8 1.5-2	1991-2002 2002	Modelo multivariado de componentes no observables
Smets y Wouters (2002)	Zona del euro		-10 a 10 -2	1970-2000 2000	DGSE ^a
Manrique y Marques (2004)	Alemania	1.9	1-4	1964-2003	Laubach y Williams (2003)
		2.4		1964-1981	
		1.7		1982-1992	
		1.4		1993-2003	
Amato (2005)	Alemania				
Basdevant <i>et al.</i> (2004)	Nueva Zelanda		5.2-6.7	1992	Curva de rendimiento/filtro de Kalman
			3.25-4.25	2003	
Lam y Tkacz (2004)	Canadá		0.7-7.6	1984-2002	DGSE ^a -Neiss y Nelson (2003)
			1.25-2	2002	

Bernhardsen (2005)	Noruega		3-4 < 3	1998-2003 2003	Curva de rendimiento
Brzoza-Brzezina (2004b)	Polonia		1-11 4	1998-2003 2003	Valor de riesgo estructural, filtro de Kalman
Horváth (2006)	República Checa		5-2 2-2.5	2002-2005 2005	Clarida <i>et al.</i> (1998, 2000)
Muñoz y Tenorio (2007)	Costa Rica	3.2	2.9-3.5 3.3	1994-2006 2006	Laubach y Williams (2003)
Echavarría <i>et al.</i> (2006)	Colombia	3.3	5 4-6	1994-2005 2005	Mèsoniere y Renne (2004)
Banco Central de Chile (2002)	Chile	6.2	5.5 4.5	1995-1997 1998-2000 2001-2002	Promedio de varios métodos
Fuentes y Gredig (2008)	Chile		2.7 2.3-3.2 5 3	2007 2007 2003-2005 2007	Modelo basado en consumo Partido de tasas de interés Curva <i>forward</i> Curva <i>forward</i>
			2.1-3.5 3.5	2007 2007	Modelo macroeconómico 1 Modelo macroeconómico 2
Castillo, Montoro y Tuesta (2006)	Perú	6.2	6.4 2 1	1994-1997 1998-2001 2002-2005 2005	Laubach y Williams (2003)
Humala y Rodríguez (2009)	Perú		-5 a 19 6-9 6-16	1996-2008 2005 2008	Mèsoniere y Renne (2004)
Perea y Deza (2009)	Perú		3.7-4.7 4 4	2001-2009 2005 2009	Modelo de componentes no observables
Kapsoli (2006)	Perú		-0.2 ^a 1.5	2002-2005 2005	Laubach y Williams (2003)

FUENTES: Crespo Cuaresma *et al.* (2005); Fuentes y Gredig (2008), cuadro A.1; y elaboración propia con base en referencias citadas.

^a Modelo dinámico de equilibrio general.

III. DERIVACIÓN DE LA TASA NATURAL DE INTERÉS USANDO INFORMACIÓN DE LOS MERCADOS FINANCIEROS

Los mercados financieros permiten obtener información de los precios de los diferentes activos, de una manera rápida y confiable en la medida que incorporan las expectativas de los agentes. El uso de esta información para obtener estimaciones de ciertas variables económicas relevantes es cada vez mayor

entre los bancos centrales y los analistas económicos y financieros. Para estimar la tasa natural de interés se van a utilizar dos modelos dentro de un enfoque financiero: el modelo basado en la tasa *forward* de la curva de rendimiento y el modelo basado en la paridad de intereses.

1. Modelo basado en la tasa *forward* de la curva de rendimiento

La tasa natural no es directamente observable por lo que se han propuesto una serie de métodos para estimarla. Uno de ellos utiliza los rendimientos de los bonos indexados a la inflación, que en la mayoría de los países se han emitido desde mediados de los años noventa.

Bomfim (2001) deriva un método para estimar la tasa natural de mediano plazo usando las tasas de rendimiento de los bonos indexados (TIPS) que se transan en el mercado. Este método, a diferencia de los modelos teóricos, utiliza la información contenida en el precio de los bonos indexados para derivar las expectativas implícitas de la tasa real de interés de los agentes. De acuerdo con Shiller, Campbell y Schoenholtz (1983), Bomfim (2001) propone la siguiente aproximación lineal para la tasa *forward* real:

$$(1) \quad f_t^{n,m} = \frac{D^{(m+n)} y_t^{(m+n)} - D^{(n)} y_t^{(n)}}{D^{(m+n)} - D^{(n)}},$$

donde $f_t^{n,m}$ es la tasa *forward* de plazo m , que empieza n periodos en el futuro contados a partir del periodo actual t ; $D^{(p)}$ es la duración de Macaulay²⁵ de un bono indexado con una maduración de p periodos; y $y_t^{(p)}$ es la tasa de rendimiento del bono indexado con una maduración de p periodos.

Con el supuesto que en el largo plazo, cualquier choque transitorio se diluye, la tasa *forward* calculada digamos n periodos adelante con base en los bonos indexados reflejaría la tasa real promedio de equilibrio o tasa natural (r_m^*) para el plazo m , que empieza en el periodo n y termina en el periodo $(n + m)$. La tasa natural de muy corto plazo a un día (r^*) estaría

²⁵ La duración de Macaulay es una medida de maduración de un bono ponderado por los cupones pagados. Una buena introducción a los conceptos relacionados con bonos es Fabozzi (2000).

dado por r_m^* menos un factor de ajuste (ϕ) que representa una prima *forward* o de liquidez.²⁶ Así, la tasa natural de muy corto plazo está dada por:

$$(2) \quad r^* = r_m^* - \phi. \quad 27$$

Cuando se supone agentes aversos al riesgo, ϕ debe ser positivo. En tanto, n es mayor, la prima por riesgo aumenta debido a la incertidumbre sobre las tasas futuras, y en tanto el plazo m aumenta es mayor la prima por liquidez demandada por los agentes. La tasa de inflación que se usa para calcular el diferencial por plazo en términos reales es el 2 por ciento.

Esta prima (ϕ) busca hacer frente a la crítica de Ferguson (2004), que en referencia al método propuesto por Bomfim (2001) señala “los rendimientos de largo plazo incorporan expectativas de tasas de interés futuras, una prima por plazo, y una prima por la relativa iliquidez de estos instrumentos, por lo que esta técnica proveerá una sobreestimación de la tasa real de equilibrio”.

a) Datos y supuestos para la estimación

En el mercado peruano el gobierno ha emitido bonos indexados desde el 2001, aunque a plazos relativamente cortos. Recién a partir de 2004 se empiezan a emitir bonos con plazos mayores a 20 años y en la actualidad hay con plazos máximos de 25 y 35 años, siendo el bono de mayor plazo el que vence en agosto de 2046 emitido en noviembre de 2006 (a 40 años). Sin embargo, los únicos bonos indexados que son relativamente líquidos en el mercado secundario son los que vencen en el 2024 y en el 2035, siendo escasa o nula la información de tasas para el resto de plazos. Usando los rendimientos mensuales promedio de dichos bonos vamos a calcular

²⁶ Asumiendo agentes aversos al riesgo, ϕ debe ser positivo. En tanto n es mayor, la prima por riesgo aumenta debido a la incertidumbre sobre las tasas futuras, y en tanto el plazo m aumenta es mayor la prima por liquidez demandada por los agentes. La tasa de inflación que se usa para calcular el diferencial por plazo en términos reales es del dos por ciento.

²⁷ Fuentes y Gredig (2008), p. 52, omiten este coeficiente en su estimación de la tasa natural de interés para Chile, por no contar con estimados precisos, por lo que las tasas estimadas representan un límite superior.

la tasa natural r_{11}^* desde agosto de 2005 usando las tasas de los bonos indexados que vencen el 2024 y el 2035, esto es 15 y 26 años adelante y con un plazo $m = 11$.

$$r_{11}^* = \frac{D^{(2035)} y_t^{(2035)} - D^{(2024)} y_t^{(2024)}}{D^{(2035)} - D^{(2024)}},$$

donde, r_{11}^* es la tasa natural promedio para un plazo de once años. Para calcular r^* , comparable con la tasa de referencia del banco central que es una tasa de un día para otro, asumimos que ϕ es igual a la prima por liquidez (*term premia*) de la tasa a diez años, que se calcula como el diferencial promedio de la tasa del bono soberano a diez años y la tasa interbancaria de un día para otro. Históricamente, entre el 2005 y 2010, dicho diferencial promedio ha sido de 320 puntos básicos nominales. Así:

$$r^* = r_{11}^* - \phi,$$

donde, r^* es la tasa real de equilibrio de un día para otro.²⁸

b) Resultados de la estimación

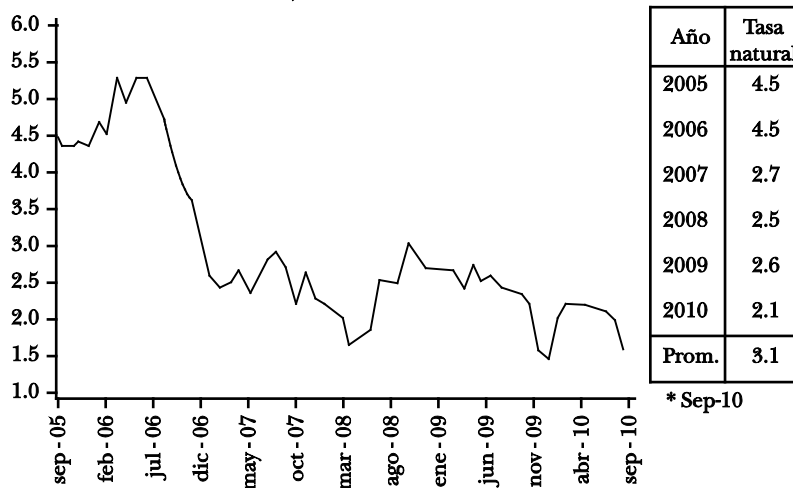
En la gráfica I se aprecia que la tasa natural de interés ha disminuido en los últimos años desde 4.5% en 2005 a 2.1% en el 2010, con un promedio del periodo 2005-2010 de 3.1 por ciento.

c) Estimaciones alternativas usando bonos VAC de diferentes plazos

En general el mercado de bonos indexados (VAC en Perú), como en otros países, es un mercado ilíquido con baja o inexistente negociación para algunos tramos de la curva de rendimiento. En Perú, la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS) publica una curva de tasas en soles VAC (tasas *spot* reales) hasta un plazo de 30 años, con base en las tasas de interés negociadas en el mercado y, ante la falta de estas, usa

²⁸ Un método alternativo propuesto por Bomfim (2001) p. 19, es el uso de la tasa *forward* instantánea real estimada mediante algún método paramétrico como el de Svensson (1994), a partir de las tasas de bonos indexados.

GRÁFICA I. TASA NATURAL, 2005-2010^a



^a Se calcula a partir de los rendimientos del mercado secundario de los bonos VAC con vencimiento de 2024 y 2035.

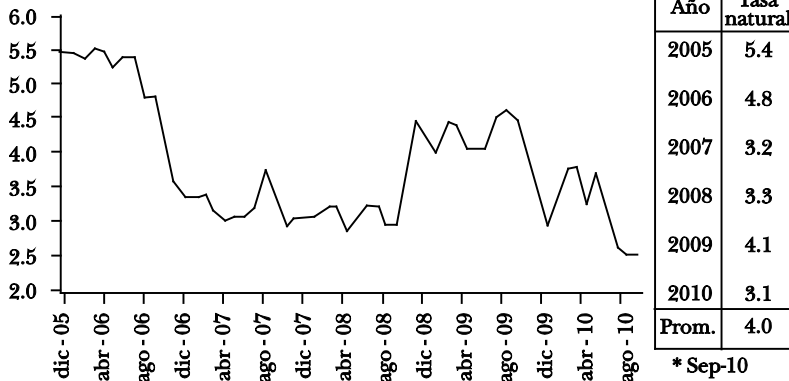
información de encuestas de tasas entre los agentes participantes en este mercado.²⁹

La tasa natural se estima con periodicidad mensual usando la información de tasas de interés reales de la SBS para plazos entre cinco y diez años; y entre diez y quince años. En la gráfica II se muestra la estimación de la tasa natural usando una curva *forward* de tasas reales entre cinco y diez años. Las estimaciones de la tasa natural promedio anual cuando se usa el tramo más corto de la curva *forward* difieren de aquellos mostrados en la gráfica I, con plazos de la curva *forward* mayores. La tasa natural promedio para el 2010 estimada es de 3.1 por ciento.

Si se usa el tramo medio de la curva *forward* real estimada por la SBS, con tasas entre diez y quince años, el resultado es bastante similar al mostrado en la gráfica II. La tasa natural estimada en este caso para el 2010 es de 3.2% y se muestra en la gráfica III.

Los valores estimados con la tasa *forward* real difieren según el tramo de la curva que se utilice, aunque en general

²⁹ La información se publica desde diciembre de 2005 y está disponible en: (http://www.sbs.gob.pe/app/pp/CurvaSoberana/Curvas_Consulta_Historica.asp).

GRÁFICA II . TASA NATURAL, 2005-2010^a

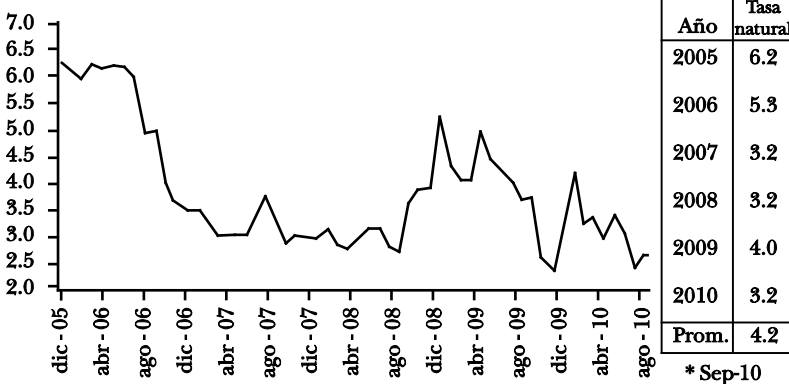
^a Corresponde al promedio de la tasa natural esperada entre el año 5 y el año 10. Se calcula a partir de la curva cupón cero soles VAC publicada por la SBS.

arrojan resultados muy similares. Para el 2010, por ejemplo, la tasa natural estimada usando los tres métodos estaría ubicada entre un 2.1% y un 3.2 por ciento.

2. Modelo basado en la paridad de tasas de interés

Fuentes y Gredig (2008) proponen para el caso de Chile, la siguiente ecuación de la paridad de intereses descubierta en una economía abierta y con agentes aversos al riesgo:

$$(3) \quad i^{S/\cdot} = i^* + \rho + e^e + \phi_e,$$

GRÁFICA III . TASA NATURAL, 2005-2010^a

^a Corresponde al promedio de la tasa natural esperada entre el año 10 y el año 15. Se calcula a partir de la curva cupón cero soles VAC publicada por la SBS.

donde $i^{S/\cdot}$ es la tasa de interés nominal en soles, i^* es la tasa de interés nominal internacional en dólares (para Estados Unidos), ρ es la prima por riesgo país que piden los inversionistas del exterior por invertir en Perú, e^e es la tasa de depreciación esperada del nuevo sol, y ϕ_e es la prima por riesgo cambiario exigida para las inversiones en soles. La prima ρ se puede considerar como la mayor rentabilidad del capital exigida para invertir en Perú, y que no está relacionada con las diferencias en inflación sino con diferencias en tasas de interés reales de equilibrio.

La ecuación de paridad de intereses es una relación que se cumple en el largo plazo. Sin embargo, a partir de la ecuación (3) podemos obtener un estimado de la tasa natural en soles para la economía peruana ($r^{S/\cdot}$) considerando valores de mediano plazo para los determinantes de la ecuación (3), de la siguiente manera

$$(4) \quad r^{S/\cdot} = r^* + (\rho + \mu_e) - (\pi^{S/\cdot} - \pi^{US\$}),$$

donde $r^{S/\cdot}$ es la tasa natural real en soles de Perú; r^* es la tasa natural real en dólares de Estados Unidos; $\mu_e = e^e + \phi_e$ equivale a compensación cambiaria promedio en el largo plazo de los instrumentos en soles; y $(\pi^{S/\cdot} - \pi^{US\$})$ es el diferencial de tasas de inflación promedio de largo plazo entre Perú y Estados Unidos.

a) Datos y supuestos para la estimación

El valor de μ_e se estima mediante el promedio del diferencial de bonos soberanos en soles y bonos globales en dólares emitidos por el gobierno peruano, que recoge tanto la expectativa de depreciación como la prima por riesgo de tipo de cambio. En Perú, se dispone de series de bonos en dólares soberanos emitidos en el mercado internacional desde el 2001 y de bonos soberanos en soles emitidos en el mercado nacional desde el mismo año, aunque inicialmente los plazos de emisión en soles fueron bastante cortos. Para el cálculo se usa los bonos con un plazo residual de diez años.

Para el periodo 2004-2006 se usa el promedio del diferencial de bonos que equivale a 67 puntos básicos (pb). Para el periodo 2006-2009 se asume –al igual que Gredig y Fuentes

(2008) para Chile— un diferencial igual a cero. Esto se debe al supuesto de que en el largo plazo se cumple la paridad de poder adquisitivo basado en que las metas de inflación (explícitas o implícitas) de Perú y Estados Unidos se asumen iguales desde 2006.

En el caso de r^* se toma la tasa de rendimiento a diez años del bono indexado a la inflación del Tesoro de Estados Unidos (TIPS de EUA) o la estimación más reciente en la literatura de la tasa natural para EUA. Fuentes y Gredig (2008) estiman la tasa natural para EUA en el 2007 en un 2.0%.³⁰ Clarke y Kozicki (2005) habían estimado dicha tasa en el 2005 en un 2.5 por ciento.

Para calcular el valor de ρ se usa el promedio del riesgo país esperado calculado por JP Morgan de acuerdo con la calificación de riesgo esperada para la deuda peruana. Se usa un promedio de largo plazo para el riesgo país de 250 pb para el periodo 2003-2005, 200 pb para el periodo 2006-2008 y 150 pb para el 2009. El indicador de riesgo país para Perú elaborado por JP Morgan alcanzó su mínimo en junio de 2007 en 98 pb. El 16 de diciembre de 2009 la agencia Moody's otorgó la calificación de grado de inversión a la deuda peruana en dólares (Baa3). Lo mismo había hecho Standard & Poor's el 14 de julio de 2008³¹ (BBB-) y Fitch, el 2 de abril de 2008 (BBB-). Fuentes y Gredig (2008) asumen para Chile —cuya deuda soberana tiene grado de inversión— una prima por riesgo país de largo plazo de 100 pb.

Por otro lado, el diferencial de tasas de inflación de largo plazo entre Perú y Estados Unidos se calcula, siguiendo el método de Fuentes y Gredig (2008), como el diferencial entre la meta implícita de inflación de la Reserva Federal y la meta de inflación de Perú. Para el periodo 2004-2006 se usa como meta implícita de inflación para Estados Unidos, 2.5% —según Fuentes y Gredig (2008)— y para Perú la meta explícita fue de un 3%. Para el periodo 2007-2010, se supone que la meta de inflación de Estados Unidos y Perú es del 2% para ambos países.

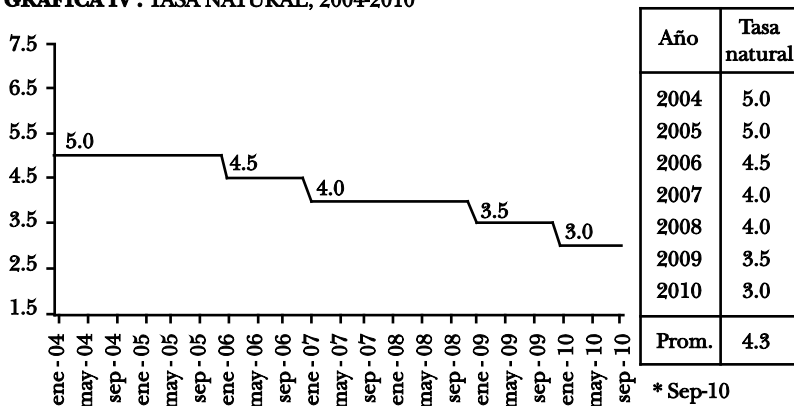
³⁰ Usan el método de Laubach y Williams (2003).

³¹ El 30 de agosto de 2011 Standard & Poor's elevó la calificación de riesgo de la deuda soberana peruana en dólares de BBB- a BBB y Moody's ha señalado la posibilidad de hacer lo mismo antes de fin de año.

b) Resultados de la estimación

En la gráfica IV se aprecia que la tasa natural de interés estimada ha ido disminuyendo en los últimos años, de un promedio del 5% en 2004 al 3% en 2010.

GRÁFICA IV . TASA NATURAL, 2004-2010^a



^a Se estima a través de la paridad de interés descubierta.

IV. RESUMEN Y CONCLUSIONES

La determinación del valor de la tasa natural de interés de una economía es de vital importancia en la aplicación de la política monetaria; en ese sentido, se han propuesto en la literatura una serie de métodos de estimación de dicha variable. La revisión de la literatura permite afirmar que la tasa natural no es una variable estática en el tiempo y que por el contrario en los últimos años la evidencia internacional muestra que esta ha venido disminuyendo.

En el presente trabajo se proponen dos métodos de estimación para la tasa natural de interés: uno basado en la ecuación de paridad de intereses y el otro en la curva *forward* de tasas reales de interés. Los resultados de estas estimaciones se resumen en el cuadro 3. Se aprecia que para el periodo 2004-2010 la tasa natural estimada para Perú ha venido disminuyendo en línea con la experiencia internacional, Asimismo, se observa que la brecha de tasa de interés (tasa natural menos tasa de política) disminuyó desde el 2005 hasta el 2008, lo que indica una posición de política monetaria cada vez menos

CUADRO 3. PERÚ: TASA NATURAL, BRECHA DE TASAS DE INTERÉS Y POSICIÓN DE POLÍTICA MONETARIA, 2004-2010

	Tasa forward real					Paridad descubierta (d)	Tasa interbancaria real (e)	Brecha de tasa de interés				
	Tasa bonos VAC mercado (a)	Tasa bonos VAC SBS 10-15 años (b)	Tasa bonos VAC SBS 10-15 años (c)	Brecha (a-e)	Brecha (b-e)			Brecha (c-e)	Brecha (d-e)			
2004	-			5.0	0.0							
2005	4.5	5.4	6.2	5.0	0.3		4.2	5.1	5.9	4.7		
2006	4.5	4.8	5.3	4.5	1.9		2.6	2.9	3.4	2.6		
2007	2.7	3.2	3.2	4.0	2.3		0.4	0.9	0.9	1.7		
2008	2.5	3.3	3.2	4.0	2.6		-0.1	0.7	0.6	1.4		
2009	2.6	4.1	4.0	3.5	0.6		2.0	3.5	3.4	2.9		
2010 ^a	2.1	3.1	3.2	3.0	-0.9		3.0	4.0	4.1	3.9		
Promedio	3.1	4.0	4.2	4.1	1.0							

FUENTE: Estimaciones propias.

^a Septiembre de 2010.

expansiva tendiente hacia una posición neutral hacia el 2007 y 2008, y retomar su posición expansiva durante el 2009 y 2010.³²

Cabe indicar que el uso de la regla de Taylor para determinar la posición de política monetaria no incorpora las medidas de encaje que fueron una herramienta importante en el manejo de la liquidez del sistema financiero peruano, particularmente durante la primera mitad de 2008 en un entorno de fuertes entradas de capital desde el exterior; y entre setiembre de 2008 y marzo de 2009, en un marco de presiones de liquidez y elevada incertidumbre en los mercados de dinero.

Es importante considerar, además, que los valores estimados para la tasa natural (cuyos verdaderos valores no son directamente observables) sólo tienen un valor referencial que sirve de guía (pero no determina) a las decisiones de política monetaria. Como señala Ferguson (2004), es la observación constante de las respuestas de la economía ante determinada tasa de política lo que finalmente va a darnos una idea de la posición de la política monetaria (del banco central).

Finalmente, los modelos propuestos para estimar la tasa natural basados en precios de activos financieros tienen algunas ventajas respecto a los modelos macroeconómicos. En primer lugar, permiten estimaciones de alta frecuencia, registrando así el ciclo económico; reducen el margen de error en la toma de decisiones de política, en la medida que los datos que sirven para las estimaciones no están sujetos a revisiones, como sucede con los datos macroeconómicos; y finalmente son modelos simples y de rápida instrumentación, dada su menor complejidad y una disponibilidad más inmediata de la información.

Anexo 1

Derivación de la ecuación de paridad de interés descubierta

De acuerdo con la ecuación de Fisher, la tasa de interés nominal (i) es igual a la tasa de interés real (r) más una tasa de

³² En el anexo 3 se incluye la brecha mensual de tasa de interés estimada para cada método de estimación presentado en este trabajo.

compensación por inflación (π). A nivel de países dicha ecuación la expresamos de la siguiente manera:

$$(A.1) \quad i^{S/\cdot} = r^{S/\cdot} + \pi^{S/\cdot}.$$

$$(A.2) \quad i^{US\$} = r^{US\$} + \pi^{US\$}.$$

La ecuación (A.1) se refiere a la paridad de las tasas en soles en Perú, y la ecuación (A.2) a la paridad de tasas en dólares en Estados Unidos.

Restando (A.1) de (A.2) y reordenando términos obtenemos:

$$(3) \quad r^{S/\cdot} = r^{US\$} + (i^{S/\cdot} - i^{US\$}) - (\pi^{S/\cdot} - \pi^{US\$}).$$

Definimos:

$$(4) \quad (i^{S/\cdot} - i^{US\$}) = (i^{S/\cdot} - i^{PER\$}) + (i^{PER\$} - i^{US\$}).$$

donde $i^{PER\$}$ es la tasa en dólares de un bono del tesoro peruano de largo plazo y $i^{US\$}$ es la tasa en dólares de un bono del tesoro de Estados Unidos de largo plazo. El término $i^{S/\cdot} - i^{PER\$} = e^e + \phi_e$, es la compensación por tipo de cambio que recoge la expectativa de depreciación más la prima por riesgo cambiario; y $i^{PER\$} - i^{US\$} = \rho$ es la prima por riesgo país.

La ecuación (3) se expresa de la siguiente manera:

$$(5) \quad r^{S/\cdot} = r^{US\$} + \rho + e^e + \phi_e - (\pi^{S/\cdot} - \pi^{US\$}).$$

Anexo 2

Estimados de tasa natural de interés reportados para Perú

En Perú una primera estimación de la tasa natural fue la realizada por Castillo, Montoro y Tuesta (2005) para el periodo 1994-2005. Los autores usaron un modelo semiestructural y un filtro de Kalman en línea con Laubach y Williams (2003). Los resultados fueron los señalados en el cuadro A. 1.

Se observa que la tasa natural es decreciente en el periodo analizado pasando del 6.2% en el periodo 1994-1997 hasta un 2% en el periodo 2002-2005. Encuentran que uno de los factores determinantes de esta caída en la tasa natural es la

CUADRO A. 1. PERÚ: TASA NATURAL (TASA ANUAL PROMEDIO), 1994-2005 (en porcentajes)

<i>Periodo</i>	<i>Tasa de interés real</i>		<i>Tasa natural</i>	<i>Posición política monetaria</i>
	<i>Ex ante</i>	<i>Ex post</i>		
1994-1997	2.3	1.5	6.2	Expansiva
1998-2001	9.3	11.0	6.4	Contractiva
2002-2005	1.8	0.4	2.0	Ligeramente expansiva

disminución de la tasa natural de interés internacional. De acuerdo con la brecha entre la tasa de interés de política y la tasa natural, estimada por los autores, la posición de la política monetaria del banco central ha sido expansiva durante 1994-1997, contractiva durante 1998-2001 y ligeramente expansiva tendiendo a neutral durante 2002-2005.³³

Kapsoli (2006) informa en el cuadro A. 2 las estimaciones de la tasa natural usando un modelo similar al de Laubach y Williams (2003).

CUADRO A. 2. PERÚ: TASA DE INTERÉS REAL, 2002-2005 (en porcentajes)

	<i>Efectiva</i>	<i>Neutral</i>
2002	3.1	3.5
2003	1.1	1.2
2004	-1.1	-0.2
2005	1.4	1.1

FUENTE: Kapsoli (2006).

Humala y Rodríguez (2009), utilizan el modelo propuesto por Mèsonniere y Renne (2007), que es una variante del modelo de Laubach y Williams (2003). Estiman la posición de la política monetaria para Perú en el periodo 1996.3-2008.3 con

³³ Castillo, Montoro y Tuesta (2006) utilizan como variable sustituta de la tasa natural de Estados Unidos la tasa promedio de la Reserva Federal, y asumen un componente por prima por riesgo constante en su ecuación de paridad de intereses. Kapsoli (2006) estima una tasa natural promedio de 1.4% para el periodo 2002-2005 usando un método similar al de Castillo *et al.* (2006). La estimación de una tasa natural debajo de 2% para el 2002-2005 es relativamente baja, si consideramos que en USA para el mismo periodo la tasa era de entre 2% y 2.5% (ver cuadro 4).

los siguientes resultados: durante el periodo 1996-2001 y 2003 la posición de la política monetaria fue restrictiva, y durante el periodo 2002 y 2004-2008 habría sido ligeramente expansiva. Sin embargo, la brecha de tasas de interés positiva (tasa de interés real menos tasa natural) del periodo 1996-2001 estaría influida por el uso de la tasa interbancaria como tasa real, que durante este periodo fue muy alta por la turbulencia financiera.³⁴

Los estimaciones de la tasa natural efectuadas por Humala y Rodríguez³⁵ indicarían tasas naturales de interés muy variables tanto en el periodo de restricción monetaria y de expansión monetaria situándose en un rango de entre un -5% y un 19%. Una de las limitaciones del modelo usado, según los propios autores, es que no incorpora el sector externo, por lo que las estimaciones de tasa natural se podrían ver como un límite superior ya que no incorporaría las ganancias en los términos de intercambio de los últimos años de la muestra.³⁶

Alternativamente, Perea y Deza (2009) estiman para Perú la tasa natural de interés en el periodo 2001-2009 en un rango entre un 3.7% y un 4.7%, con un valor para el 2009 del 3.7 por ciento.³⁷

Los diferentes métodos de estimación no arrojan resultados uniformes para Perú. Por ejemplo, como se muestra en el cuadro 2 del presente documento, las tasas naturales para el 2005 estimadas por Castillo, Montoro y Tuesta (2006), Humala y Rodríguez (2009) y Perea y Deza (2009) fueron del 1%, 6% y 4%, respectivamente.³⁸

³⁴ En Castillo, Montoro y Tuesta (2006) también se usa la tasa de interés interbancaria para el cálculo de la brecha de tasas de interés.

³⁵ En el anexo 1 se muestra la tasa natural estimada y sus respectivas brechas de tasas de interés para diferentes supuestos del modelo.

³⁶ Humala y Rodríguez (2009), p. 5. El modelo tampoco incorpora el carácter dolarizado de la economía peruana.

³⁷ Usan el método de componentes no observados.

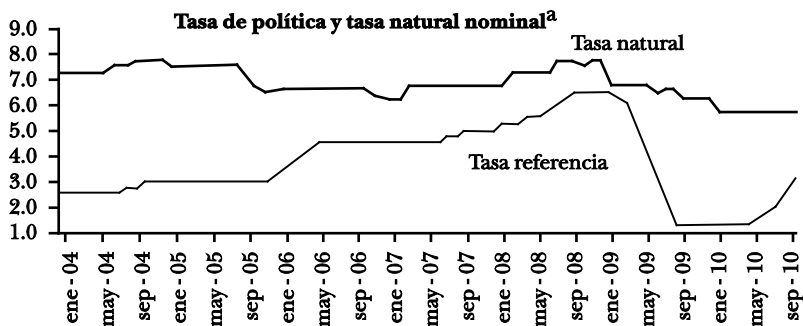
³⁸ Las gráficas de los estimados de la tasa natural determinados por estos autores se muestran en Pereda (2010), anexo 2.

Anexo 3

Tasa de política y tasa natural nominal: método de paridad de intereses y método de la curva *forward* real (datos mensuales)

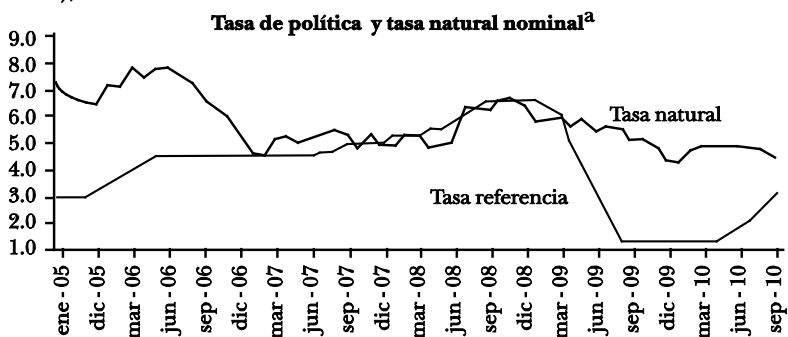
El cálculo de la tasa nominal natural se realiza sumando a la tasa natural real estimada la expectativa de inflación a dos años de las encuestas de expectativas macroeconómicas que realiza el BCRP (<http://www.bcrp.gob.pe/estadisticas/encuesta-de-expectativas-macroeconomicas.html>).

GRÁFICA A. I. MÉTODO DE PARIDAD DE INTERESES, 2004-2010



^a Corresponde a la tasa natural calculada a partir de la paridad de intereses. La tasa natural se calcula sumando la inflación esperada.

GRÁFICA A. II. MÉTODO DE TASA *FORWARD* (VAC 2024 Y VAC 2035; FW 15 - 25 AÑOS), 2005-2010



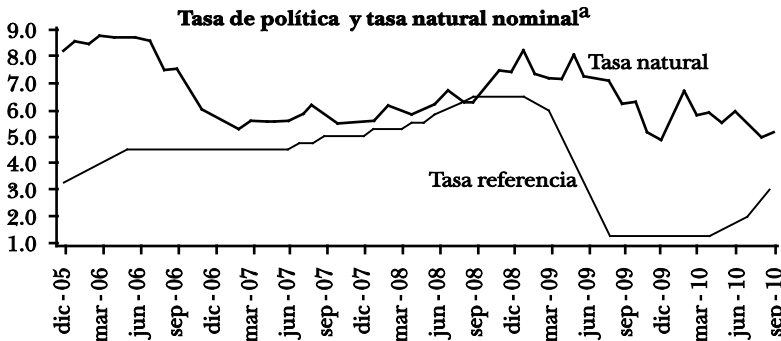
^a La tasa se calcula a partir de los rendimientos de mercado de los bonos VAC 2024 y 2035. Corresponde a la tasa natural esperada (*ex ante*).

GRÁFICA A. III. MÉTODO DE TASA FORWARD REAL (TASA FW CINCO-DIEZ AÑOS), 2005-2010



^a Corresponde a la tasa natural entre el año 5 y el año 10 calculada a partir de la curva soles VAC de la SBS. La tasa natural nominal se calcula sumando la inflación esperada (*ex-ante*).

GRÁFICA A.IV. MÉTODO DE TASA FORWARD REAL (TASA FW CINCO-DIEZ AÑOS), 2005-2010



^a Corresponde a la tasa natural entre el año 10 y el año 15 calculada a partir de la curva soles VAC de la SBS. La tasa natural nominal se calcula sumando la inflación esperada (*ex-ante*).

REFERENCIAS

- Amato, Jeffery D. (2004), *Long-run Properties of Consumption Growth and Real Interest Rates*, texto mimeografiado, Banco de Pagos Internacionales.
- Amato, Jeffery D. (2005), *The Role of the Natural Rate in Monetary Policy*, Banco de Pagos Internacionales (Working Paper, núm. 171).
- Anderson, Richard. G. (2005), *Wicksell's Natural Rate, Monetary*

- Trends*, Federal Reserve Bank of St. Louis; disponible en: <http://research.stlouisfed.org/publications/mt/20050301/cover.pdf>).
- Archibald, J., y L. Hunter (2001), "What Is the Natural Interest Rate, and How Can We Use It?", *Reserve Bank of New Zealand*, vol. 64, núm. 2.
- Arestis, Philip (2009), *New Consensus Macroeconomics: A Critical Appraisal*, The Levy Economics Institute of Bard College, University of Cambridge, Nueva York (Working Paper, núm. 564).
- Ball, Laurence (1998), *Policy Rules for Open Economies*, Reserve Bank of Australia (Research Discussion Paper, núm. 9806).
- Banco Central de Chile (2002), "Recuadro II.1: La tasa de interés neutral", en *Informe de Política Monetaria*, Banco Central de Chile, mayo, pp. 41-42.
- Barcellos, Paulo, y Marcelo Portugal (2009), "The Natural Rate of Interest in Brazil between 1995 and 2005", *Revista Brasileira de Economia*, vol. 63, núm. 2, abril-junio; disponible en: http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S0034-71402009000200003&script=sci_arttext).
- Basdevant, Olivier, Nils Björksten y Özer Karagedikli (2004), *Estimating a Time Varying Neutral Real Interest Rate for New Zealand*, Reserve Bank of New Zealand (Discussion Paper Series, núm. 2004/01).
- Bernhardson, Tom (2005), *The Neutral Real Interest Rate*, Norges Bank (Staff Memo, núm. 2005/1).
- Björksten, Nils, y Özer Karagedikli (2003), "Neutral Real Interest Rate Revisited", *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, vol. 66.
- Bomfim, Antulio (2001), *Measuring Equilibrium Real Interest Rates: What Can We Learn from Yields on Indexed Bonds?*, Federal Reserve Board of Governors (Finance and Economics Discussion Series, núm. 53).
- Brzoza-Brzezina, Michal (2004a), *The Information Content of the Natural Interest Rate for Central Bankers*, texto mimeografiado, National Bank of Poland y Warsaw School of Economics.
- Brzoza-Brzezina, Michal (2004b), *The Information Content of the Natural Interest Rate: The Case of Poland*, texto mimeografiado, National Bank of Poland y Warsaw School of Economics.

- Cartaya, V., C. Fleitas y J. R. Vivas (2007), *Midiendo la tasa natural de interés en Venezuela*, texto mimeografiado, Banco Central de Venezuela; publicado en José Luis Torres, Rodrigo Fuentes, Jorge Carrera y Tito Nícias Teixeira da Silva (coordinadores), *Estimación y uso de variables no observables en la región*, CEMLA, México, 2008, pp. 145-163 (Programa de Investigación Conjunta).
- Castillo, Paul, Carlos Montoro y Vicente Tuesta (2006), *Estimación de la tasa natural de interés para la economía peruana*, Banco Central de Reserva del Perú (Documento de Trabajo, núm. 2006-03); publicado en *Monetaria* (CEMLA), vol. XXIX, núm 3, julio-septiembre, pp. 261-298.
- Clarida, Richard, Jordi Galí y Mark Gertler (1998), "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review*, vol. 42, pp. 1033-1067.
- Clarida, Richard, Jordi Galí y Mark Gertler (2000), "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 115, pp. 147-180.
- Clark, T. E., y S. Kozicki (2004), *Estimating Equilibrium Real Interest Rates in Real Time*, Federal Reserve Bank of Kansas City (Research Working Paper, núm. 04-08).
- Crespo Cuaresma, Jesús, Ernest Gnan y Doris Ritzberger-Grünwald (2003), *Searching for the Natural Rate of Interest: A Euro-area Perspective*, Oesterreichische Nationalbank (Working Paper, núm. 84).
- Crespo Cuaresma, Jesús, Ernest Gnan y Doris Ritzberger-Grünwald (2005), "The Natural Rate of Interest – Concepts and Appraisal for the Euro Area", *Monetary Policy & The Economy*, Oesterreichische Nationalbank, cuarto trimestre.
- Echavarría, Juan José, Enrique López, Martha Misas, Juana Téllez y Juan Carlos Parra (2006), *La tasa natural en Colombia*, Banco de la República, Bogotá (Borradores de Economía, núm. 412); publicado también en José Luis Torres, Rodrigo Fuentes, Jorge Carrera y Tito Nícias Teixeira da Silva (coordinadores), *Estimación y uso de variables no observables en la región*, CEMLA, México, 2008, pp. 164-201 (Programa de Investigación Conjunta).
- Fabozzi, Frank (2000), *Bond Markets Analysis and Strategies*, Prentice Hill.

- Ferguson, Roger W. (2004), *Equilibrium Interest Rates: Theory and Applications*, observaciones del Vice Chairman Roger W. Ferguson, Jr., Federal Reserve Board, Connecticut, 29 de octubre.
- Fuentes, Rodrigo (2008), "La tasa de interés real neutral: definiciones y evidencia para economías latinoamericanas", en José Luis Torres, Rodrigo Fuentes, Jorge Carrera y Tito Nícias Teixeira da Silva (coordinadores), *Estimación y uso de variables no observables en la región*, CEMLA, México, pp. 135-144 (Programa de Investigación Conjunta); disponible en: <http://www.cemla.org/pdf/IC-05.pdf>.
- Fuentes, Rodrigo, y Fabián Gredig (2008), "La tasa de interés real neutral: estimaciones para Chile", *Economía Chilena*, vol. 11, núm. 2, pp. 47-58; publicado también en José Luis Torres, Rodrigo Fuentes, Jorge Carrera y Tito Nícias Teixeira da Silva (coordinadores), *Estimación y uso de variables no observables en la región*, CEMLA, México, 2008, pp. 202-220 (Programa de Investigación Conjunta).
- Galí, Jordi (2008), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle. An Introduction to the New Keynesian Framework*, Princeton University Press, Princeton, Nueva Jersey.
- Giammarioli, Nicola, y Natacha Valla (2003), *The Natural Real Interest Rate in the Euro Area*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 233).
- Giammarioli, Nicola, y Natacha Valla (2004), "The Natural Real Interest Rate and Monetary Policy: A Review", *Journal of Policy Modeling*, vol. 26, pp. 641-660.
- Greenspan, Alan (1993), "Statement to the Congress by Alan Greenspan before the Subcommittee on Economic Growth and Credit Formation of the Committee on Banking, Finance and Urban Affairs, U.S. House of Representatives, July 20, 1993", *Federal Reserve Bulletin*, septiembre, pp. 849-855; disponible en: <http://www.thefreelibrary.com/Statement+to+the+Congress.a013284041>.
- Horváth, Roman (2006), *Real Time-varying Equilibrium Interest Rates: Evidence on the Czech Republic*, University of Michigan William Davidson Institute (Working Paper, núm. 848).
- Humala, Alberto, y Gabriel Rodríguez (2009), *Estimation of a Time Varying Natural Interest Rate for Peru*, Banco Central de Reserva del Perú (Documento de Trabajo, num. 2009-09).

- Kapsoli, Javier (2006), *Posiciones fiscal y monetaria ¿Son la explicación de la reciente expansión?*, Ministerio de Economía y Finanzas (Documento de Trabajo, núm. 02/2006).
- Keynes, John Maynard (1930), *A Treatise on Money: The Pure Theory of Money*, Macmillan, Londres.
- Lam, Jean-Paul, y Greg Tkacz (2004), *Estimating Policy-neutral Interest Rates for Canada Using a Dynamic Stochastic General-Equilibrium Framework*, Banco de Canadá (Working Papers, núm. 04-9).
- Laubach, Thomas, y John. C. Williams (2003), "Measuring the Natural Rate of Interest", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 85, núm. 4, pp. 1063-1070.
- León, M. S. (2007), *An Estimation of the Natural Rate of Interest for Brazil*, texto mimeografiado, Banco Central de Brasil.
- Manrique, Marta, y José Manuel Marques (2004), *An Empirical Aproximation of the Natural Rate of Interest and Potential Growth*, Banco de España (Documento de Trabajo, núm. 0416).
- Mèsonnier, J.-S., y J.-P. Renne (2007), "A Time Varying 'Natural' Rate of Interest for the Euro Area", *European Economic Review*, vol. 51, núm. 7, pp. 1768-1784.
- Muñoz, Evelyn, y Edwin Tenorio (2007), *Estimación de la tasa de interés real neutral para la economía costarricense: 1991-2006*, Banco Central de Costa Rica (Documento de Trabajo, núm. DIE 04-2007).
- Neiss, K. S., y E. Nelson (2003), "The Real-interest-rate Gap as an Inflation Indicator", *Macroeconomics Dynamics*, vol. 7, pp. 239-262.
- OCDE (2004), "Box I.4. Where Does the 'Neutral' Interest Rate lie?", *OECD Economic Outlook*, núm. 76, diciembre, pp. 24-25.
- Orphanides, A., y S. Van Norden (2002), "The Unreliability of Output-gap Estimates in Real Time", *Review of Economics and Statistics*, vol. 84, núm. 4, pp. 569-583.
- Orphanides, Athanasios (2003), "The Quest for Prosperity without Inflation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, pp. 633-663.
- Orphanides, Athanasios, y John C. Williams (2002), "Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates", *Brooking Papers on Economic Activity*, núm. 2, pp. 63-145.

- Perea, Hugo, y María Cecilia Deza (2009), *BCR Watch*, Servicio de Estudios Económicos, BBVA, 8 de septiembre.
- Pereda, Javier (2010), *Estimación de la tasa natural de interés para el Perú: un enfoque financiero*, Banco Central de Reserva del Perú, diciembre (Documento de Trabajo, núm. 18).
- Schmidt-Hebbel, Klaus, y Carl. E. Walsh (eds.) (2009), *Monetary Policy Under Uncertainty and Learning*, Banco Central de Chile.
- Shiller, Robert, John Y. Campbell y Kermit L. Schoenholtz (1983), "Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates", *Brookings Papers on Economic Activity*, núm. 1, pp. 173-223.
- Smets, Frank, y Raf Wouters (2002), *An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area*, Banco Central Europeo (Working Paper, núm. 171).
- Svensson, Lars (1994), *Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994*, NBER (Working Paper, núm. 4871).
- Taylor, John B. (1993), "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39, pp. 195-214.
- Wicksell, Knut (1898), *Interest and Prices*, McMillan, Londres, 1936, traducción de la edición de 1898 por R-F Kahn.
- Williams, John (2003), *The Natural Rate of Interest*, octubre (FRBSF Economic Letter, núm. 2003-32).
- Woodford, Michael (2003), *Interest and Prices. Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press.

Tamara Burdisso
Eduardo Ariel Corso

Incertidumbre y dolarización de cartera: el caso argentino en el último medio siglo

“Monetary theory is less abstract than most economic theory; it cannot avoid a relation to reality, which in other economic theory is sometimes missing. It belongs to monetary history, in a way that economic theory does not belong to economic history”.¹

John Hicks, 1967

I. INTRODUCCIÓN

Un elemento que ha caracterizado a la economía argentina particularmente desde mediados de la década del setenta en adelante es la elevada volatilidad que muestran sus variables

¹ “La teoría monetaria es menos abstracta que la mayor parte de la teoría económica; ella no puede evitar la relación con la realidad que en ocasiones está ausente en otras facetas de la teoría económica. Ella está asociada a la historia monetaria de un modo en que la teoría económica no siempre lo está con la historia económica”. (Hicks, 1967, p. 156; traducción de los autores).

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de T. Burdisso y E. A. Corso, funcionarios del Banco Central de la República Argentina (BCRA). Este artículo fue presentado al Premio Rodrigo Gómez 2011. Los autores agradecen en especial los valiosos comentarios brindados por Horacio Aguirre, Ricardo Bebczuk, Diego Elías, José María Fanelli, Sebastián Katz y Alejo Macaya, como así también a los asistentes al Seminario de Economía, núm. 122 llevado a cabo en el BCRA, a la XV Reunión de la Red de Investigadores de Bancos Centrales del Continente Americano, La Paz, Bolivia y a la XLV Reunión Anual de la AAEP. Las opiniones e ideas expresadas en este trabajo corresponden a los autores y no reflejan necesariamente las del BCRA o sus autoridades.

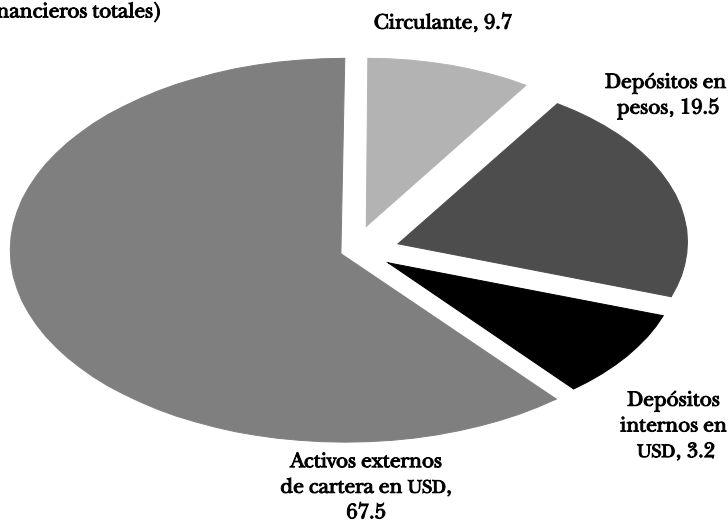
macroeconómicas, reflejo del contexto recurrentemente incierto en el que los agentes toman decisiones, y cuyos comportamientos retroalimentan. Durante los últimos años, numerosos autores han estudiado los efectos de la incertidumbre sobre la evolución macroeconómica Argentina. Heymann (2006) analiza las rupturas generalizadas de los arreglos contractuales en el contexto específico de las fluctuaciones de la economía argentina. Fanelli (2008) estudia la causalidad entre volatilidad e instituciones financieras, con especial énfasis en las respuestas adaptativas de los agentes frente a la presencia de volatilidad excesiva, como así también en los cambios endógenos que la volatilidad y las crisis inducen en la arquitectura financiera nacional. Basco, Castagnino, Katz y Vargas (2007) estudian la formulación de la política monetaria ante condiciones de incertidumbre. Lanteri (2003) analiza la relación entre el crecimiento del producto y su volatilidad. Heymann y Kawamura (2005) analizan las decisiones de denominación de deudas en contextos volátiles.

Nuestro objetivo es cuantificar los efectos de la incertidumbre² sobre la dolarización³ de los activos financieros del sector privado no financiero argentino. Comprender cómo la incertidumbre afecta el grado de sustitución entre los activos denominados en moneda nacional y en otras divisas constituye un interés de primer orden para las autoridades monetarias de países recurrentemente expuestos a contextos de tensión cambiaria y financiera. En determinadas circunstancias, la dolarización de la cartera del sector privado puede devenir en un condicionante para el desarrollo financiero de la economía, como para el manejo de su política monetaria y cambiaria. La motivación del presente trabajo, es el hecho de que, tras la desdolarización compulsiva del sistema financiero durante la crisis de 2002, y luego de casi siete años de estabilidad en el manejo cambiario, a diciembre de 2009 el 71% de los activos financieros del sector privado no financiero argentino

² En el hecho de cuantificar la incertidumbre, estrictamente nos estaremos refiriendo al riesgo en sentido de Knight.

³ Nos referiremos a dolarización como la denominación de los activos financieros en divisas externas. En el caso argentino, la principal divisa externa utilizada como reserva de valor y como unidad de cuenta en mercados específicos como el inmobiliario, es el dólar estadounidense.

GRÁFICA I. ACTIVOS FINANCIEROS DEL SECTOR PRIVADO NO FINANCIERO ARGENTINO, DICIEMBRE DE 2009 (como porcentaje de los activos financieros totales)



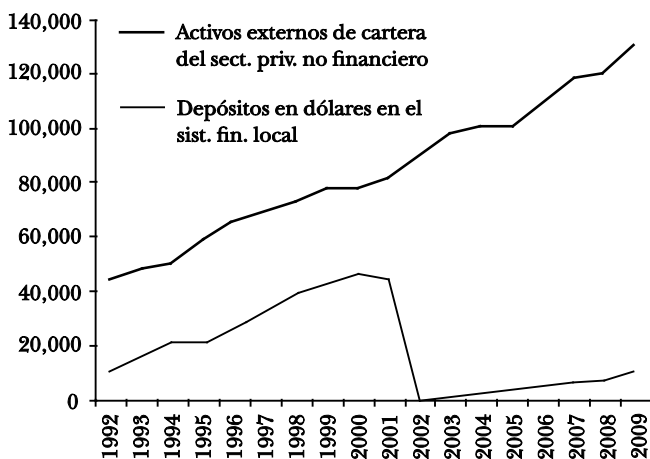
FUENTE: Elaboración propia con base en datos del Banco Central de la República Argentina (BCRA) y Ministerio de Economía y Finanzas Públicas (MECON).

continuaban denominados en moneda extranjera, tal como se muestra en la gráfica I.⁴ La dolarización de la cartera de las familias y las empresas no es una característica reciente de la intermediación financiera argentina. La gráfica II muestra la evolución de los activos externos del sector como así también la evolución de sus activos en dólares contra el sistema financiero local. Como puede observarse, si bien la tendencia de los depósitos en dólares fue creciente durante la década del noventa, luego de la crisis de 2002 se reduce radicalmente; en tanto, la evolución de los activos externos evidenció una tendencia creciente a lo largo de todo el periodo⁵ correspondiente a la gráfica.

⁴ Este cálculo se realizó sobre una cartera del sector privado no financiero compuesto por circulante, depósitos en pesos y en dólares en el sistema financiero local, y activos externos de cartera (rubro activos externos de cartera y otros activos –excluyendo la inversión directa– de las estadísticas de posición de inversión internacional).

⁵ Debe tenerse en cuenta que la gráfica muestra magnitudes brutas. Durante la década del noventa el incremento en los activos externos del sector privado fue acompañado por un aumento en sus pasivos externos, a la vez

GRÁFICA II. EVOLUCIÓN DE LOS ACTIVOS NACIONALES DENOMINADOS EN DÓLARES DEL SECTOR PRIVADO NO FINANCIERO, 1992-2009



FUENTE: Elaboración propia con base en datos del BCRA y MECON.

La observación de esta evidencia nos sugiere dos interrogantes a los que buscaremos darles respuesta en el presente trabajo. *i)* ¿Cuales han sido los eventos monetarios relevantes de la historia argentina a lo largo del último medio siglo que permiten comprender la dolarización de los activos del sector privado no financiero? y *ii)* ¿es posible cuantificar los efectos de la incertidumbre asociada con cada uno de estos eventos sobre la elección de la moneda en que se denominan los activos financieros por parte de tal sector? El periodo analizado se extiende desde comienzos de los años sesenta hasta finales de 2009. Intentar dar respuesta a estos interrogantes basados en la evidencia empírica es el desafío que proponemos a continuación.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección II discutimos acerca de la disponibilidad de información y los alcances y limitaciones del enfoque teórico que utilizaremos. En la sección III se presenta un análisis descriptivo de las series utilizadas, que constituyen el insumo básico

que los mayores depósitos en dólares fueron el resultado de un incremento en la intermediación financiera denominada en la divisa estadounidense. Es decir, que los préstamos en dólares también evidenciaron una tendencia creciente durante el régimen de convertibilidad.

del trabajo como así también un análisis de la historia monetaria de Argentina. En la cuarta sección, se formaliza el ejercicio de optimización de cartera y se describe la metodología econométrica empleada, base del análisis empírico. En la sección V, se estima el conjunto de oportunidades de inversión y se calculan las demandas óptimas de activos denominados en dólares para cada una de las etapas monetarias descritas en la sección III, para ello se utiliza el enfoque de selección óptima de cartera como marco de referencia, y se ajusta un modelo multivariado con heterocedasticidad condicional (MGARCH)⁶ a las series de rendimientos reales. Por último en la sección VI se presentan las conclusiones.

II. DISPONIBILIDAD DE INFORMACIÓN Y RENDIMIENTOS REALES

Si bien Argentina cuenta con estadísticas del acervo y los rendimientos de un número significativo de activos financieros para el periodo de interés, las estadísticas de activos externos sólo se encuentran disponibles con posterioridad a 1991. De esta manera, la falta de disponibilidad de información con respecto al acervo de activos financieros del sector privado será un condicionante a la hora de elegir el enfoque teórico por utilizar. En otras palabras, deberíamos ser capaces de explicar cómo el sector asignó sus tenencias totales de activos entre instrumentos denominados en moneda nacional y externa, sin conocer el tamaño de su cartera. El desafío será entonces utilizar la teoría económica de forma creativa, para concentrarnos en la información de los rendimientos y prescindir de las series del acervo.

Específicamente, optaremos por un modelo estático de selección óptima de cartera. Las razones que justifican esta elección son las siguientes:

- En primer lugar, existe sólida evidencia que sustenta el uso de la teoría de selección de cartera para explicar la dolarización financiera (Ize y Levy Yeyati, 1998, 2003; De Nicoló, Honohan e Ize, 2003; BID, 2004).

⁶ *Multivariate autoregressive conditional heteroskedasticity.*

- En segundo lugar, el enfoque se ajusta a la naturaleza de las variables (acervos) de las interrogantes planteadas, con énfasis en el papel de reserva de valor de los activos financieros.
- En tercer lugar, bajo determinados supuestos nos permitirá prescindir de la evolución de las series de acervo de activos en poder del sector privado, y concentrarnos sólo en la información brindada por sus rendimientos reales. Este último punto resulta fundamental para nuestro trabajo, dado que nos permitirá sortear la ausencia de información que de otra forma constituiría una restricción infranqueable.

Sin embargo, más allá de las razones esgrimidas para su elección, el enfoque conlleva limitaciones. Tenerlas presente nos permitirá obtener una lectura más precisa de los resultados del ejercicio propuesto. Entre las más relevantes vamos a mencionar las siguientes:

- Mientras que en este trabajo supondremos que los agentes toman sus decisiones de cartera de forma instantánea, la evidencia sugiere que las reasignaciones de cartera pueden demorar tiempo (Ize y Yeyati, 2003; Castillo y Winkelried, 2009). La presencia de histéresis puede asociarse en parte con el hecho de que los agentes no revisan constantemente sus decisiones (por ejemplo, situaciones del tipo *belief perseverance*, en las que los agentes son renuentes a abandonar creencias preconcebidas aún luego de haber recibido información que las contradice).
- Adicionalmente, asumiremos que los agentes forman expectativas sobre los rendimientos reales de los activos financieros sólo mirando la información pasada de dichas series. Sin embargo, en condiciones donde los precios de los activos no brindan toda la información relevante, los agentes pueden recurrir a variables de cantidades (como por ejemplo el saldo de la cuenta corriente, o el coeficiente de deuda a PIB) para formar sus expectativas. Nótese que nuestro enfoque no implica suponer que los rendimientos reales observados transmiten toda la información relevante, sino que esta será la única información considerada por los agentes, sea o no relevante. El hecho de que este

supuesto implique expectativas poco precisas sobre la evolución de los rendimientos reales, se reflejará en la magnitud de los errores de pronóstico. A modo de ejemplo, considérese el choque devaluatorio de junio de 1975 conocido como *Rodrigazo* (será analizado en la sección III). En términos del proceso de formación de expectativas considerado en el presente trabajo esta devaluación no fue anticipada. Sin embargo, es difícil imaginar que los agentes en relación con este evento no intuyeran que la devaluación era inminente.

- El enfoque propuesto es de equilibrio parcial. Esto implica que los agentes tomarán como un dato las series observadas de los rendimientos reales realizados, y a partir de ellas estimarán los rendimientos esperados, las varianzas y covarianzas condicionales de los mismos, sobre las que basarán sus demandas de activos financieros. Sin embargo, al ser un enfoque de equilibrio parcial, la evolución de las series de rendimientos reales no se verá afectada por el comportamiento de demanda de los agentes. Por otra parte, a diferencia de los enfoques de equilibrio general, los comportamientos de oferta de activos tampoco estarán especificados. De esta manera, los cambios en los rendimientos observados se consideran exógenos, y no el resultado de cambios en las ofertas relativas de instrumentos financieros o de variaciones en las preferencias o expectativas de los agentes.
- El enfoque tampoco considera costos de transacción ni las modificaciones en el contexto institucional como, por ejemplo, un cambio del régimen monetario-cambiario. Por otra parte, tampoco se tiene en cuenta el riesgo de incumplimiento de pagos sobre el valor nominal de la inversión. De esta manera, el único riesgo estrictamente considerado sobre los rendimientos nominales es el de mercado.

Por último, tal como se ha mencionado anteriormente, nos concentraremos en el papel de los activos financieros como reserva de valor. Sin embargo, en determinadas circunstancias la decisión de demandar ciertos instrumentos financieros dado este papel puede verse dominada por otras características como, por ejemplo, la incapacidad como unidad de cuenta

de la moneda nacional, durante las experiencias hiperinflacionarias.

Una vez explicitadas las razones por las cuales hemos optado por utilizar la teoría de selección óptima de cartera, como así también sus principales limitaciones, el ejercicio propuesto es el siguiente.

Consideraremos el caso de un agente privado no financiero que en el momento t maximiza la utilidad esperada de su cartera en $t+1$, sujeto al tamaño total de su cartera en t (variable W_t). Adicionalmente, y por razones de simplicidad, supondremos que su cartera está compuesta sólo por dos activos agregados, un instrumento denominado en moneda nacional y otro en dólares. El agente formará expectativas sobre los rendimientos reales de los activos y sus varianzas y covarianzas condicionales ajustando un modelo MGARCH sobre la evolución pasada de los rendimientos reales.

Como será especificado más adelante, observar sólo la media y la varianza y no los momentos de orden superior de los rendimientos es un supuesto necesario para el objetivo propuesto.

Las series de rendimientos reales de ambos activos valuadas en moneda nacional que los agentes utilizarán para formar sus expectativas serán calculadas a partir de la tasa nominal anual de los depósitos a treinta días pactada en el periodo $t-4$, $i_{t-4}^{\$}$ (dado que utilizaremos series trimestrales), y la tasa de variación del tipo de cambio nominal entre el periodo $t-4$ y t , ajustadas por la tasa de inflación observada en igual periodo, $\pi_{t-4,t}$. El rendimiento real de los activos denominados en moneda nacional en el periodo 1963.II-2009.IV se expresa como:

$$(1) \quad r_t^{\$} = \frac{1 + i_{t-4}^{\$}}{1 + \pi_{t-4,t}} - 1.$$

Mientras que, los rendimientos reales de los activos denominados en dólares, para el periodo 1963.II-1992.I, son:

$$(2) \quad r_t^{us\$} = \frac{1 + e_{t-4,t}}{1 + \pi_{t-4,t}} - 1,$$

donde $e_{t-4,t}$ denota la tasa de variación del tipo de cambio nominal del peso con respecto al dólar entre $t-4$ y t .

Para el periodo 1992.II-2009.IV serán determinados como:

$$(2') \quad r_t^{us\$} = \frac{(1 + i_{t-4}^{us\$}) \cdot (1 + e_{t-4,t})}{1 + \pi_{t-4,t}} - 1,$$

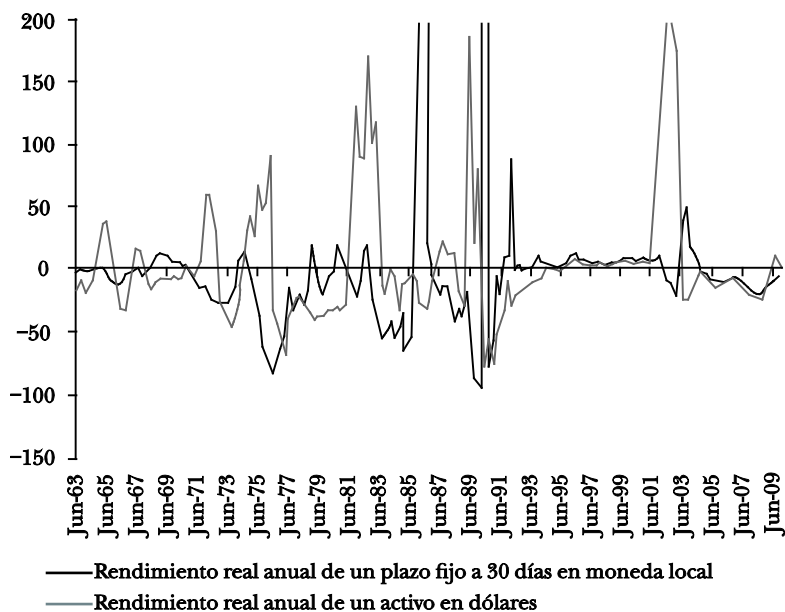
donde $i_t^{us\$}$ es la tasa nominal de un plazo fijo en dólares constituido en el sistema financiero local en $t-4$. El hecho de incorporar la tasa de un plazo fijo en dólares en el cálculo del rendimiento real del activo financiero representativo denominado en dólares, se debe a que constituyó una opción cierta para dolarizar la cartera a partir de la sanción de la Ley de Convertibilidad del Austral, que permitió la contratación en dólares en el sistema financiero local. Nótese que la expresión correspondiente al rendimiento real del activo en dólares representativo en ningún momento considera el rendimiento de un activo externo. Esto se debe a que, con excepción de la etapa actual, la Convertibilidad y el proceso de apertura y liberalización ensayado en la segunda mitad de la década de los setenta, la posición en activos externos (con excepción de las divisas) no constituyó una opción financiera accesible para un agente privado no financiero promedio, cuya decisión habitual era la de mantener sus activos financieros o bien en activos locales, o bien como divisas.

Las expresiones (1), (2) y (2') determinan las series de rendimientos reales que serán utilizadas. La intuición detrás de las series especificadas por medio de estas ecuaciones, y que supondremos utilizan los agentes al momento de formar sus expectativas, equivale a realizarse la siguiente pregunta: ¿cuáles han sido los rendimientos reales ciertos obtenidos de manera más reciente por asignar liquidez en activos denominados en moneda nacional y en dólares?

La gráfica III muestra que independientemente del rendimiento considerado, existen periodos con marcadas diferencias en la variabilidad de las series. Más aún, estos periodos no se distribuyen de manera aleatoria sino que existe cierta autocorrelación en la volatilidad de los rendimientos de ambos activos. En este sentido, la amplitud de ambas series varía a lo largo del tiempo, ya que se advierte que los rendimientos pequeños tienden a estar seguidos por rendimientos pequeños y los rendimientos de magnitud elevada

por rendimientos de igual importancia –de cualquier signo–, lo que sugiere la presencia de *clusters* de volatilidad, (Mandelbrot, 1963; Engle, 2001). Adicionalmente, observamos en la gráfica III una relación bastante estrecha entre ambos rendimientos, ya que un incremento en la volatilidad de una de las variables, se asocia con un incremento en la volatilidad de la otra, lo que sugiere cierta asociación o comovimiento entre ambos rendimientos.

GRAFICA III. RENDIMIENTO REAL ANUAL DE UN DEPÓSITO A PLAZO FIJO A 30 DÍAS EN MONEDA NACIONAL Y DE TENENCIAS DE DÓLARES, 1963-2009



FUENTE: Elaboración propia.

III. DOLARIZACIÓN DE CARTERA EN RETROSPECCIÓN

En la presente sección, desarrollaremos un análisis descriptivo de las series de rendimientos reales representadas en la gráfica III. El objetivo será identificar sus principales características a lo largo de las diferentes etapas monetarias de Argentina. Una vez analizadas las series para el periodo completo (1963.II-2009.IV), dividiremos la muestra en cuatro

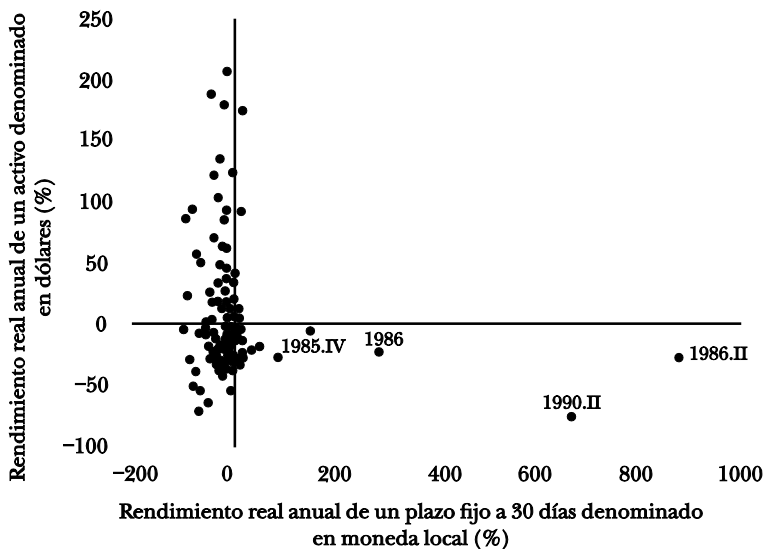
subperiodos. El primero, que denominaremos *pre alta inflación*, se extiende desde el segundo trimestre de 1963 hasta el primer trimestre de 1975. El segundo periodo, de *alta inflación*, se inicia en el segundo trimestre de 1975 y se extiende hasta el cuarto de 1988. El tercero, de *Convertibilidad*, tiene su origen en el segundo trimestre de 1992⁷ y finaliza en el cuarto trimestre de 2001. Por último, el cuarto periodo, al que denominaremos etapa pos-Convertibilidad, tiene su origen en el primer trimestre de 2003 y continúa hasta nuestros días. Nótese que a diferencia del periodo completo, los subperiodos seleccionados no incluyen las experiencias hiperinflacionarias ni la crisis de 2002. Esto se debe a que buscamos identificar los periodos de relativa normalidad de las diversas etapas. De esa manera, al ser la hiperinflación la crisis del régimen de alta inflación, no la incluiremos en este subperiodo, al igual que la crisis de la Convertibilidad. Consideraremos como inicio de la etapa pos-Convertibilidad al primer trimestre de 2003, con el objeto de excluir la dinámica cambiaria resultante de la crisis de 2002.

En resumen, los procesos hiperinflacionarios y la crisis de la Convertibilidad serán contemplados por las estadísticas correspondientes al total de la muestra, pero no en el análisis de los subperiodos. En la gráfica IV, comenzamos representando la información de la gráfica III como un diagrama de puntos.

La primera característica que se desprende de la gráfica IV es la elevada variabilidad de los rendimientos, manifiesta en la escala de los ejes. En segundo lugar, se observa una alta concentración en el tercer cuadrante (ambos rendimientos reales negativos), que corresponde al 34.8% de los casos. Por otra parte, durante menos de un cuarto del periodo (exactamente 21.4%), los rendimientos reales tanto de los activos denominados en moneda nacional como en dólares estadounidenses fueron ambos positivos (primer cuadrante de la gráfica). Por último, la nube de puntos sugiere una fuerte

⁷ Si bien la Ley de Convertibilidad del Austral se ejecuta a partir de abril de 1991, tomamos como inicio de la etapa el segundo trimestre de 1992. Esto se debe a que, al igual que sucede con los restantes periodos, al trabajar con rendimientos reales *ex post*, debemos desfasar las etapas cuatro trimestres.

GRÁFICA IV. RENDIMIENTOS REALES DE ACTIVOS DENOMINADOS EN MONEDA NACIONAL Y EN DÓLARES (en porcentajes)



FUENTE: Elaboración propia.

presencia de *outliers*, tanto en moneda nacional como en dólares estadounidenses.

La primera columna del cuadro 1 presenta estadísticas descriptivas para el total de la muestra 1963.II-2009.IV. Como puede observarse, el rendimiento real promedio en dólares resulta superior al rendimiento real del activo denominado en moneda nacional (3.8% y 1.4% anual respectivamente). Estos valores promedio no son bajos si se los compara, por ejemplo, con el rendimiento real anual que obtendría un agente externo por asignar su liquidez en activos financieros estadounidenses. En efecto, para igual periodo, el rendimiento real promedio anual (deflactado por la inflación de Estados Unidos -EUA) de un bono del Tesoro estadounidense a uno y diez años fue del 1.8% y 2.6% respectivamente. Sin embargo, la comparación resulta muy llamativa en términos de la variabilidad. En el cuadro 1 se observa que los coeficientes de variación de los rendimientos reales anuales de los plazos fijos a 30 días en moneda nacional y de poseer divisas fueron de 63.5 y 11.8, respectivamente. ¿Cómo es esta variabilidad en relación con la que experimentarían los

agentes externos durante igual periodo? Si se compara por ejemplo con la variabilidad que hubiera experimentado un residente estadounidense por preservar el poder de compra de su liquidez en bonos del Tesoro a uno y diez años, los coeficientes de variación de los activos en pesos y en dólares de los residentes argentinos suponen una variabilidad 42.4 veces superior en el caso del activo en moneda nacional y 7.8 veces superior en el caso de mantener divisas para el bono estadounidense a 1 año; y, 58.1 veces y 10.8 veces superior respectivamente cuando se trata del bono estadounidense a 10 años.

CUADRO 1. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS, 1963-2009

	<i>Completo 1963.II- 2009.IV</i>	<i>Pre alta infla- ción 1963.II- 1975.I</i>	<i>Alta inflación 1975.II- 1988.IV</i>	<i>Convertibilidad 1992.II- 2001.IV</i>	<i>Pos- Convertibilidad 2003.I-2009.IV</i>
Rendimiento real anual de un plazo fijo a 30 días denominado en pesos					
Media	0.014	-0.045	-0.003	0.072	-0.017
Mediana	-0.028	-0.014	-0.200	0.071	-0.059
Desviación estándar	0.887	0.113	1.328	0.032	0.165
Coefficiente de variación	63.499	2.511	523.696	0.438	9.647
Rendimiento real anual de un activo denominado en dólares					
Media	0.038	-0.003	0.044	0.023	-0.084
Mediana	-0.055	-0.065	-0.118	0.052	-0.076
Desviación estándar	0.450	0.252	0.523	0.077	0.092
Coefficiente de variación	11.791	86.847	11.809	3.346	1.097

FUENTE: Elaboración propia.

Asimismo, la observación del valor medio de los rendimientos de los activos del sector privado argentino podría estar distorsionando la visión global. Si en lugar de la media se observan las medianas, ambas resultan negativas, un -5.5% en el caso del activo denominado en dólares y un -2.8% en el de los activos denominados en moneda nacional. Esta diferencia entre la media y la mediana de ambos rendimientos indica que las observaciones presentan un sesgo hacia la derecha. En otras palabras, la rentabilidad nacional es positiva, en parte por los efectos de los *outliers*, asociados con eventos devaluatorios (como quedará claro más adelante).

Por el contrario, en contraste con los rendimientos de los activos del sector privado argentino, la media y la mediana de los rendimientos reales de los bonos del Tesoro estadounidense a uno y diez años difieren en menos del 0.1%, es decir, presentan distribuciones simétricas.

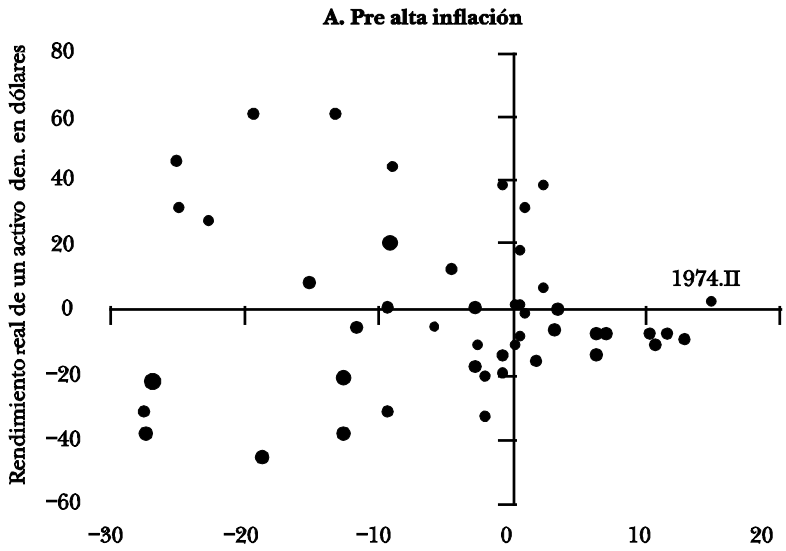
¿Cuán representativa es esta descripción del total de la muestra con respecto a la relativa *normalidad* de los subperiodos definidos anteriormente? En la gráfica V se muestran los diagramas de puntos para cada una de estas etapas.

Una primera mirada a la nube de puntos de los subperiodos revela que el comportamiento del periodo completo está dominado por la etapa de alta inflación, hecho que surge de comparar la gráfica IV con la gráfica V (panel B).

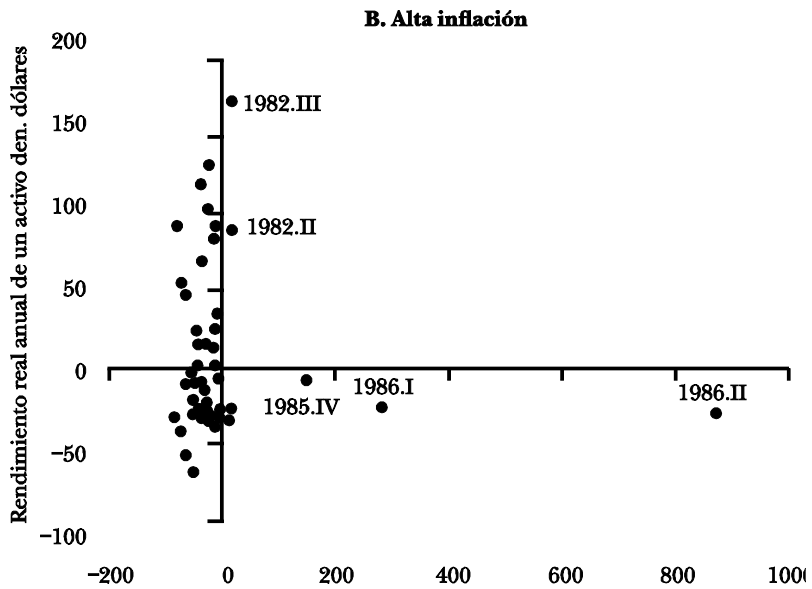
En segundo lugar, el diagrama de puntos correspondiente al periodo de pre alta inflación (gráfica V, panel A) muestra que son pocas las observaciones correspondientes a rendimientos reales positivos para ambos tipos de activos (el primer cuadrante concentra sólo el 17% de las observaciones). Por otra parte, es la dispersión presente en el subperiodo lo que caracteriza el diagrama de puntos. Como se muestra en la segunda columna del cuadro 1, la media y la mediana del periodo se ubican, para ambos rendimientos, en el tercer cuadrante de la gráfica, siendo la volatilidad de los rendimientos en dólares superior a la de los activos denominados en moneda nacional. La volatilidad observada en los rendimientos reales de los activos denominados en dólares durante esta etapa puede asociarse principalmente a tres episodios, claramente identificables en la gráfica III: *i*) el régimen de *crawling peg*, llevado a cabo entre abril de 1964 y mayo de 1966, durante la administración del presidente Illia; *ii*) la devaluación de la moneda realizada durante la administración de Onganía, en marzo de 1967; y *iii*) la posterior readopción del régimen de *crawling peg* durante la administración de Lanusse (De Pablo, 2005).

El choque devaluatorio de junio de 1975 (conocido como Rodrigazo, por el entonces ministro de economía Celestino Rodrigo) desencadenó una dinámica de precios y salarios que dio origen al denominado régimen de alta inflación. Con excepción de 1980 y 1986, durante los años que siguieron al Rodrigazo hasta 1991, la inflación acumulada anual a diciembre de cada año fue superior al 100%.

GRAFICA V. RENDIMIENTOS REALES DE ACTIVOS DENOMINADOS EN MONEDA NACIONAL Y EN DÓLARES.

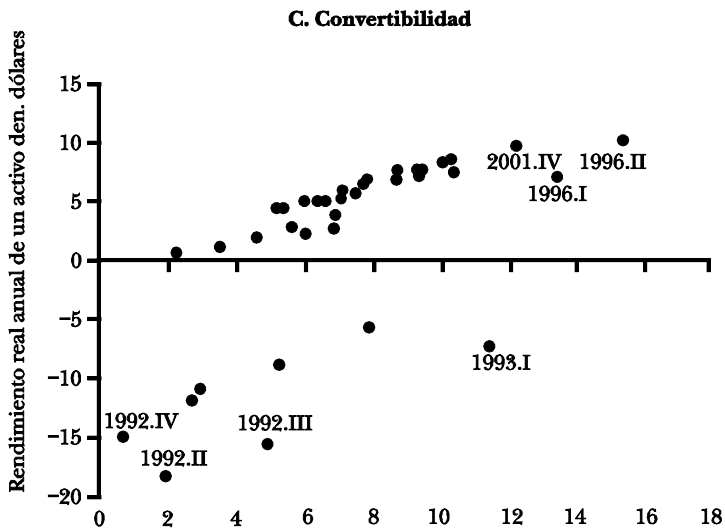


Rendimiento real anual de un plazo fijo a 30 días denominado en moneda local

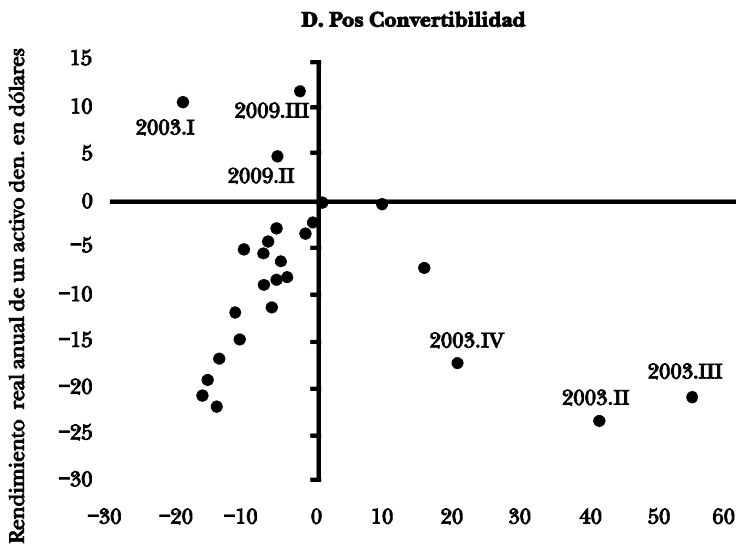


Rendimiento real anual de un plazo fijo a 30 días denominado en moneda local

GRAFICA V (concluye)



Rendimiento real anual de un plazo fijo a 30 días denominado en moneda local



Rendimiento real anual de un plazo fijo a 30 días denominado en moneda local

FUENTE: Elaboración propia.

Los efectos de la aceleración inflacionaria, y de los recurrentes episodios devaluatorios acontecidos a lo largo del periodo de alta inflación se reflejan en las estadísticas descriptivas del periodo. En efecto, tal como puede observarse en la gráfica V (panel B) y en la tercera columna del cuadro 1, el régimen de alta inflación implicó un cambio dramático en términos de las medianas y las medidas de variabilidad con respecto al régimen de pre alta inflación. La mediana de los rendimientos denominados en moneda nacional fue del -20% y del -11.8% en el caso de los denominados en dólares, siendo ambas medias significativamente superiores (-0.3% y 4.4% respectivamente). Por su parte, las desviaciones estándar de ambos rendimientos también evidencian un incremento dramático con respecto a la etapa previa.⁸ En términos del diagrama de puntos, el efecto de la alta inflación sobre los rendimientos reales del periodo se manifiesta en que sólo dos observaciones se encuentran en el primer cuadrante de la gráfica V (panel B) (17% de la muestra), mientras que el tercer cuadrante concentra el 47% de las observaciones.

El régimen de alta inflación constituyó una estructura de contratos (explícitos e implícitos) y un modo de formación de expectativas muy adaptadas a la alta inflación (Frenkel, 1989). Un rasgo relevante de la economía muy adaptada a la alta inflación es la elevada persistencia inflacionaria (Frenkel, 1989; y Basco, D'Amato y Garegnani, 2009). Otro rasgo es el incremento en las velocidades de ajuste, consecuencia del acortamiento de la estructura contractual de la economía.

Sin embargo, algunos hechos acontecidos durante el subperiodo de alta inflación son relevantes para comprender los incentivos tras el proceso de dolarización de cartera del sector privado. El primer evento fue la experiencia de desregulación del sistema financiero y la liberalización del mercado de cambios iniciada en 1977 y complementada por la adopción en diciembre de 1978 de un régimen de anuncio anticipado de la tasa de devaluación conocido como *tablita*, abandonado en marzo de 1981. Dada la elevada inercia

⁸ Nótese que hacemos referencia a la desviación estándar y no al coeficiente de variación. Esto se debe a que este último no es una buena referencia para el periodo de pre alta inflación, dado que la media de la muestra se encuentra muy cercana a cero (-0.3%).

inflacionaria, durante este régimen de administración cambiaria se evidenció un proceso de apreciación real que repercutió negativamente en el comercio exterior del país. El balance comercial, que había sido superavitario, produjo en 1980 un fuerte déficit, al igual que el saldo de cuenta corriente. Se esperaba que la tasa de inflación nacional convergiera a la internacional, como resultado de la experiencia de apertura y liberalización e inspirada en el enfoque monetario de la balanza de pagos. Sin embargo, los resultados fueron muy diferentes a los esperados. Los arreglos institucionales del régimen de alta inflación no fueron desarticulados, y lo que se observó fue un fuerte aumento de los pasivos externos tanto por parte del sector privado como del sector público (Damill *et al.*, 1988). Entre fines de 1977 y fines de 1980, la deuda externa se incrementó un 180.7% (un 139.2% la deuda pública y un 249.6% la privada). El incremento de la deuda financió masivas adquisiciones de activos externos por parte del sector privado, y esta fuga de capitales se prolongaría a lo largo del proceso de ajuste durante los años siguientes.

Los desequilibrios externo y fiscal adquirieron ciertos rasgos novedosos a partir del fracaso del intento de liberalización y apertura. Como consecuencia de los niveles de endeudamiento del país, la cuenta corriente pasó a ser crónicamente deficitaria. A diferencia de los desequilibrios característicos del periodo previo a la crisis de la deuda, el déficit de cuenta corriente ya no se originaba en un exceso de absorción nacional sobre el ingreso nacional, sino al sobreendeudamiento público y privado del periodo 1978-1981. En contraste con los desequilibrios de flujo que las políticas de ajuste tradicional lograban revertir con cierta rapidez, este desbalance acervo-flujo no podía ser corregido de la misma forma mediante la contracción del gasto.

De esta manera, otro proceso relevante en términos de los incentivos a la dolarización de cartera del sector privado durante el subperiodo de alta inflación, se caracteriza por los desequilibrios macroeconómicos y los intentos de ajuste del periodo 1981-1983 (conocido como proceso de *ajuste caótico*, Damill *et al.*, 1994). Durante aquellos años, la política económica buscó reequilibrar el balance de pagos mediante fuertes devaluaciones y tomó acciones orientadas a reducir

el sobreendeudamiento privado que había resultado de la fase anterior. A mediados de 1982, se llevó a cabo una nueva reforma financiera, pero de signo contrario a la de 1977. La misma reintrodujo las regulaciones de tasa de interés para facilitar una masiva licuación de las deudas privadas con el sistema financiero.

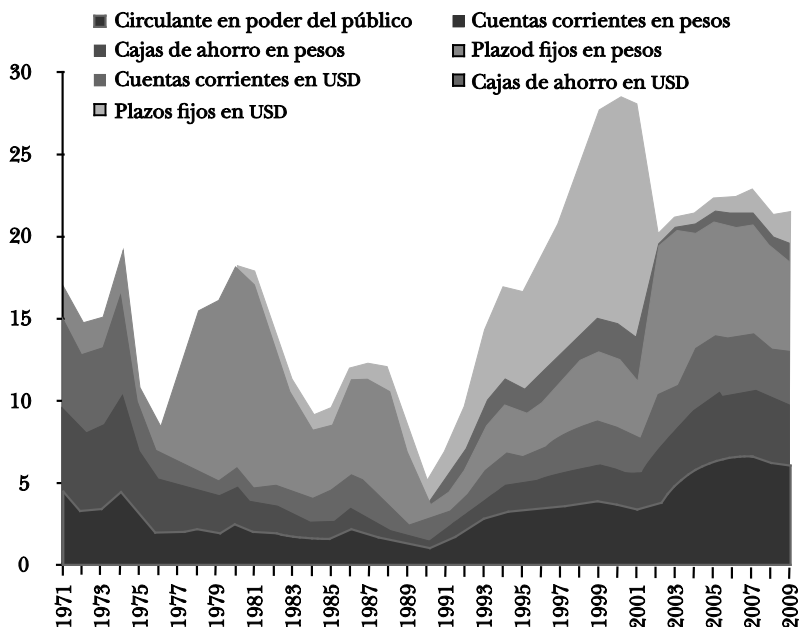
La crisis financiera internacional de 1982 agravó la situación externa de la economía argentina. La restricción al financiamiento externo profundizó la necesidad del sector público no financiero por disponer de fuentes de financiamiento nacionales. Como consecuencia, durante toda la década el Banco Central devino en una importante fuente de financiamiento mediante la monetización de los déficits del Tesoro nacional. Este elemento hizo mella en la dinámica de precios, lo que acentuó el proceso inflacionario. En junio de 1985 el gobierno ensayó un plan de estabilización denominado Plan Austral. La medida tuvo efectos temporales, que son mostrados en la gráfica V (panel B), en el que se observa que los trimestres que siguieron al Plan se corresponden con rendimientos en moneda nacional marcadamente positivos, consistente con la desaceleración inflacionaria acontecida.

A medida que los efectos estabilizadores del Plan Austral se disiparon, los desequilibrios macroeconómicos y la dinámica inflacionaria se acentuaron a partir de 1987. Luego de un nuevo intento fallido de estabilización en 1988 (Plan Primavera), el régimen de alta inflación entró en crisis en 1989 bajo la forma de procesos hiperinflacionarios. En este contexto, las expectativas tendieron a formarse con el tipo de cambio como variable líder de la aceleración inflacionaria. Los precios de bienes y servicios comenzaron a establecerse directamente en dólares, con lo que se generó una dolarización de ciertas estructuras de precios. Este proceso se extendió a otros mercados y es la contracara de la profundización del proceso de desmonetización observado durante las experiencias hiperinflacionarias.

En la gráfica VI se presenta la evolución del agregado M3 privado bimonetario de Argentina para el periodo 1971-2009. Durante el periodo de alta inflación se observan tres episodios de marcada desmonetización de la economía, asociados con los efectos del Rodrigazo, la crisis de la tablita y posterior

proceso de ajuste caótico⁹ y el proceso de hiperinflación desencadenado hacia finales de la década del noventa.

GRAFICA VI. EVOLUCIÓN DEL AGREGADO M3 PRIVADO BIOMONETARIO, 1971-2009 (como porcentaje del PIB)



FUENTE: Elaboración propia.

La Ley de Convertibilidad de abril de 1991 estableció un tipo de cambio fijo, prohibió la indexación tanto en los mercados de bienes como en los de factores y en los mercados financieros, otorgó validez legal a los contratos con independencia de la moneda en que estuvieran formulados, a la vez que se desregularon completamente las transferencias de capital con el resto del mundo (Damill *et al.*, 2003). Este conjunto de medidas resultó altamente eficiente para desarticular el régimen de alta inflación que había regido entre 1975 y 1989. En términos de la evolución de los rendimientos reales, el periodo de Convertibilidad se diferencia claramente tanto en su media como en su variabilidad con respecto a las etapas previas. La gráfica V (panel C) muestra la menor volatilidad y la

⁹ El proceso de desmonetización se detiene y se recupera parcialmente como consecuencia de la implantación del Plan Austral.

mayor concentración de rendimientos positivos en ambas monedas. Como puede observarse en la cuarta columna del cuadro 1, los rendimientos en pesos presentan una distribución simétrica, con un rendimiento promedio del 7.2% mientras que el rendimiento en dólares que en promedio fue de 2.3% presenta una mediana del 5.2%. Esta diferencia entre la media y la mediana refleja la asimetría en la distribución resultante de la inercia inflacionaria de la primera etapa del régimen, que con un tipo de cambio nominal fijo, implicó bajos rendimientos reales por poseer divisas. Sin embargo, como puede observarse en la gráfica III, una vez estabilizada la inflación, la evolución de los rendimientos reales en moneda nacional y en dólares fue prácticamente idéntica.

La desarticulación de la estructura contractual asociada a las experiencias hiperinflacionarias, promovió la remonetización de la economía que fue interrumpida brevemente por los efectos de la denominada crisis del Tequila (ver gráfica VI). Sin embargo, este proceso fue impulsado principalmente por el crecimiento de los depósitos en dólares. De hecho, nótese que si bien el M3 privado bimonetario recuperó los niveles de la segunda mitad de los años setenta recién en 1996, los niveles de M3 privado en pesos de aquellos años sólo se alcanzarían nuevamente a partir del colapso del régimen de Convertibilidad, con la desdolarización obligada de los contratos financieros. La crisis que marcó el fin del régimen de Convertibilidad implicó un fuerte incremento en el rendimiento real de los activos denominados en dólares y una caída en el valor real de los activos denominados en moneda nacional. Dado que el choque cambiario fue acompañado de una crisis bancaria y fiscal que incluyó el incumplimiento de pago sobre parte de la deuda pública, la sustitución de los activos en pesos por parte del sector privado fue dirigida casi exclusivamente hacia activos externos denominados en dólares. La salida neta de activos de cartera por parte del sector privado alcanzó el 16.8% del PIB en 2002, acumulando un 31% entre 1999 y 2002. En otras palabras, la contraparte de la desdolarización normativa del sistema financiero durante la crisis de 2002 fue un marcado incremento en las tenencias de activos externos por parte del sector privado no financiero.

La etapa que siguió a la crisis de 2002, y que hemos

denominado de pos-Convertibilidad, se caracteriza por un patrón de su diagrama de puntos similar al del periodo de 1975.II-1988.IV, aunque en una escala de magnitud sustancialmente inferior (ver gráficas IV y V, panel D). De hecho, en esta etapa no se observan simultáneamente rendimientos positivos en moneda nacional ni en dólares. Durante la mayor parte del periodo ambos rendimientos fueron negativos (68% de la muestra). Por otra parte, los rendimientos en moneda nacional más altos están asociados con bajos rendimientos en dólares. Este hecho se corresponde con el periodo de apreciación real observado a lo largo de la segunda mitad del año 2003. Por último, las observaciones correspondientes a rendimientos en dólares positivos se asocian con la devaluación nominal llevada a cabo durante el año 2009.

IV. INTERPRETACIÓN DE LAS DECISIONES DE CARTERA DEL SECTOR PRIVADO

A lo largo de los párrafos anteriores hemos caracterizado los procesos de la historia monetaria argentina que desde nuestra perspectiva condicionaron significativamente la evolución de los rendimientos reales de los activos en moneda nacional y en dólares del sector privado no financiero en los últimos cincuenta años.

En la presente sección, proponemos una interpretación formalizada de la asignación de cartera del sector privado entre ambos conjuntos de activos, en función de los rendimientos reales descritos por las ecuaciones (1), (2) y (2'), representados en la gráfica III. Como se mencionó en la introducción de este trabajo, el enfoque que desarrollamos buscará dar respuesta a la siguiente pregunta: si durante los últimos cincuenta años los agentes privados se hubieran comportado de acuerdo con la teoría de selección de cartera en un entorno de media-varianza, y formado expectativas sobre los rendimientos reales de acuerdo con la metodología MGARCH, ¿en qué grado la volatilidad de las series de rendimientos reales determinada por cada uno de los procesos monetarios descritos previamente ha afectado la asignación entre activos denominados en moneda nacional y en dólares? Nuestro objetivo es desarrollar un ejercicio que, a partir de

las series de rendimientos esperados y varianzas y covarianzas condicionales, nos permita conjeturar acerca de cuáles han sido los procesos monetarios de las últimas décadas que más contribuyeron a la dolarización de cartera del sector privado, más allá del análisis de las estadísticas descriptivas y de la historia monetaria del país.

El lector debe tener en cuenta que, cuando hablamos de varianzas y covarianzas esperadas condicionales sobre los rendimientos reales, estrictamente estamos hablando de las varianzas y covarianzas esperadas sobre los errores de pronóstico que el agente realiza en t con respecto del valor de las variables en $t+1$. Es por eso que, de aquí en adelante utilizaremos indistintamente los términos varianzas y covarianzas de los rendimientos reales o varianzas y covarianzas de los errores de pronóstico.

La razón por la que planteamos el ejercicio en un entorno de media-varianza prescindiendo de los momentos de orden superior (por ejemplo, sesgo y curtosis), es nuevamente que nuestro objetivo es obtener demandas óptimas de activos como proporción de la cartera que no dependan del nivel de la misma. Como se detalla en el anexo 1, suponiendo normalidad en los rendimientos (la distribución queda completamente caracterizada por los dos primeros momentos) y bajo funciones de utilidad específicas, obtenemos demandas que no dependen del tamaño de la cartera.

1. Decisiones de cartera: un análisis formal

Supongamos que el comportamiento agregado del sector privado no financiero fuera asimilable al de un agente averso al riesgo que maximiza la utilidad esperada de su riqueza en $t+1$. Siendo $r_{t+1}^e = E_t(r_{t+1})$ el vector de rendimientos que los agentes esperan en t rijan entre el periodo t y $t+1$, y A_t un vector $K \times 1$ cuyo elemento $A_{K,t}$ es el monto del activo K que el agente mantiene en t . Por lo tanto, el valor de la riqueza esperada por el agente en $t+1$ puede expresarse como:

$$(3) \quad W_{t+1}^e = E_t(W_{t+1}) = (1 + r_{t+1}^e)' A_t,$$

donde E se define como el operador expectativa y t como un vector unitario de dimensión $K \times 1$.

Si también se supone que los rendimientos son generados por una distribución de probabilidad normal multivariada, la utilidad esperada de la riqueza en $t+1$ puede ser aproximada (ver anexo 1 para su derivación) como:

$$(4) \quad E_t [U(W_{t+1})] = U(W_{t+1}^e) + \frac{1}{2} U''(W_{t+1}^e) \cdot V_{t+1}$$

con

$$(5) \quad V_{t+1} = E \left[(W_{t+1} - W_{t+1}^e)^2 \right] = A_t' H_{t+1} A_t,$$

donde V_{t+1} denota la varianza condicional de la riqueza en $t+1$, y H_{t+1} la matriz de varianzas y covarianzas condicionales en $t+1$.

El problema de optimización que enfrenta el agente se resume entonces en maximizar la expresión (4) sujeto a la restricción $t'A_t = W_t$. El lagrangiano resulta:

$$(6) \quad \mathcal{L} = U \left[(1+r_{t+1}^e)' A_t \right] + \frac{1}{2} U'' \left[(1+r_{t+1}^e)' A_t \right] \cdot A_t' H_{t+1} A_t + \lambda (t'A_t - W_t),$$

con las siguientes condiciones de primer orden:¹⁰

$$(7) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial A_t} : U' [W_{t+1}^e] \cdot (1+r_{t+1}^e) + \frac{1}{2} U'' [W_{t+1}^e] \cdot 2H_{t+1} A_t + \lambda t = 0,$$

y

$$(8) \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda} : t'A_t - W_t = 0.$$

Al resolver el sistema definido por la ecuaciones (7) y (8), se obtienen las tenencias óptimas de activos A_t^* (para un análisis detallado de su derivación, ver anexo 1):

$$(9) \quad A_t^* = \left(\frac{1}{D} \right) Q (1+r_{t+1}^e) + \tilde{L} W_t,$$

¹⁰ En el caso de la condición $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial A} = 0$ se ignora el término correspondiente a la derivada de tercer orden de la función de utilidad.

con

$$D = -U''[W_{t+1}^e] / U'[W_{t+1}^e]$$

y

$$Q = H_{t+1}^{-1} - \xi \tilde{L} \tilde{L}'.$$

Adicionalmente, puede demostrarse que $t\tilde{L} = 1$, $t'Q = 0t'$, $Qt = 0t$ y $Q = Q'$ (ver Courakis, 1989).

De la expresión (9) se desprende que el vector de demandas óptimas de activos financieros A_t^* (en niveles) de dimensión $(K \times 1)$, es función de los rendimientos reales esperados sobre los activos financieros (vector r_{t+1}^e), del grado de aversión al riesgo absoluto del agente (D), del tamaño de su cartera W_t , y de la estructura percibida de riesgos asociada a los errores de pronóstico sobre los rendimientos en $t+1$ (matriz H_{t+1} mediante la transformación Q). La forma funcional específica que tomen las demandas óptimas de activos, dependerá de cuál sea la forma funcional asumida para la función de utilidad.

El ejercicio propuesto supone el caso de un agente privado cuyas preferencias en cuanto a sus decisiones de cartera vienen dadas por una función de utilidad exponencial negativa en rendimientos, del tipo:

$$(10) \quad U(W_{t+1}^e) = \chi - \zeta e^{-\delta(W_{t+1}^e/W_t)}.$$

La decisión de utilizar esta función de utilidad descansa en el hecho de que, suponiendo que los errores de pronóstico sobre los rendimientos reales se encuentren normalmente distribuidos (lo que sería consistente con la metodología MGARCH), las funciones de demanda óptimas de activos financieros [ecuación (9)] que se derivan del problema de optimización [ecuación (6)] toman la forma:

$$(11) \quad A_t^* = \delta^{-1} W_t \cdot Q \cdot r_{t+1}^e + \tilde{L} \cdot W_t.$$

El vector A_t^* puede expresarse como una proporción del acervo total de activos financieros en t (W_t), donde resulta la siguiente ecuación:

$$(12) \quad w_t^* = \frac{A_t^*}{W_t} = \delta^{-1} \cdot Q \cdot r_{t+1}^e + \tilde{L}.$$

En el anexo 2 se presenta la derivación de las ecuaciones (11) y (12). La forma funcional de las demandas de activos como proporción de la cartera (12) posee una característica deseable, que nos permitirá lidiar con el problema de ausencia de información sobre la evolución de los acervos financieros mencionada en la sección II.¹¹ Este supuesto es el de independencia de las proporciones óptimas de cartera w_t^* respecto del nivel inicial de activos W_t , el cual implica que cambios en este último no afectan la composición óptima de la cartera del agente entre los activos denominados en moneda nacional y en dólares. Esta propiedad nos permitirá prescindir en el análisis de las series de activos totales W_t , de tal forma que sólo es relevante para la decisión del agente la información concentrada en los rendimientos reales, determinados por las ecuaciones (1), (2) y (2') y representados en la gráfica III.

Para cuantificar las proporciones óptimas de activos a partir de la ecuación (12), y una vez supuestos valores para el coeficiente de aversión al riesgo relativo δ , debemos especificar no sólo los valores de los rendimientos reales esperados (vector r_{t+1}^e) sino también los de sus varianzas y covarianzas condicionales (matriz H_{t+1}), a través de las cuales se determina la matriz Q y el vector \tilde{L} . En este sentido, la metodología MGARCH resulta una herramienta apropiada para nuestro propósito, dado que se ajusta a la estructura de *clusters* de las series de rendimientos reales representadas en la gráfica III. En la subsección IV.2, presentamos una descripción de la metodología econométrica propuesta. Con el supuesto de que el agente forma sus expectativas por medio de este proceso, en la sección V obtendremos la evolución de los rendimientos esperados condicionales (vector r_{t+1}^e), como así también de la estructura de varianzas y covarianzas condicionales de los errores de pronóstico (matriz H_{t+1}), ambos insumos esenciales

¹¹ Una discusión de las características conferidas a las demandas óptimas de activos financieros por diversas funciones de utilidad usualmente empleadas en la literatura de selección de cartera se presenta en Courakis (1989).

para la cuantificación de los efectos de la incertidumbre sobre las decisiones de cartera que se presenta más adelante.

2. Un enfoque econométrico para la medición de la incertidumbre

En esta subsección repasamos muy brevemente algunos de los modelos desarrollados en la literatura econométrica para abordar la naturaleza heterocedástica de los rendimientos reales promedios de los activos denominados tanto en moneda nacional como en dólares. Esto nos indica que el supuesto de varianza constante del término de error es inapropiado y debería entonces recurrirse a una metodología que modele de manera explícita la naturaleza de varianza condicional no constante de estos rendimientos.

Es sabido que los pronósticos condicionales son superiores a los pronósticos no condicionales independientemente del supuesto de varianza constante. Además, esta superioridad del pronóstico condicional se acentúa aún más si la varianza del error de pronóstico resulta ser no constante. Uno de los enfoques que explícitamente introduce a la varianza condicional como variable independiente por ser modelada es la metodología ARCH.¹² Engle, 1982, demostró que es posible modelar simultáneamente la media y la varianza de una serie, y que la varianza del pronóstico condicional obtenida a partir de esta metodología depende de la información pasada. Bollerslev, 1986, extendió el trabajo original de Engle, permitiendo que la varianza condicional siga un proceso ARMA. La forma en la que la varianza condicional evoluciona es lo que ha dado origen a los diferentes nombres (ARCH, GARCH, EGARCH, etc.),¹³ con los que actualmente se conoce a la metodología inicialmente desarrollada por Engle. Formalmente un proceso GARCH consiste en la estimación simultánea de las siguientes ecuaciones:

$$(13) \quad r_t = c + \beta_1 r_{t-1} + \beta_2 r_{t-2} + \dots + \beta_k r_{t-k} + \varepsilon_t$$

y

¹² *Autoregressive conditionally heteroskedastic.*

¹³ *Generalized autoregressive conditionally heteroskedastic*, GARCH y EGARCH por *Exponential*.

$$(14) \quad \varepsilon_t = v_t(\gamma_0 + \theta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}^2 + \varphi_1 h_{t-1} + \varphi_2 h_{t-2} + \dots + \varphi_p h_{t-p})^{0.5} = v_t (h_t)^{0.5},$$

donde r_t es la serie de interés; la ecuación (13) representa la ecuación de la media¹⁴ mientras que la ecuación (14) representa el proceso ARMA que sigue el error del modelo. Ambas ecuaciones están relacionadas mediante h_t , la varianza condicional de ε_t ; de ahí que el proceso (14) describa la varianza condicional de la media. Dado que $\varepsilon_t = v_t (h_t)^{0.5}$, $v_t \sim RB$ con $\sigma_v^2 = 1$, luego la relación entre h_t y ε_t^2 es:

$$\varepsilon_t^2 = v_t^2 h_t$$

y con

$$E v_t^2 = E_{t-1} v_t^2 = 1,$$

entonces,

$$Var(\varepsilon_t) = E_{t-1} \varepsilon_t^2 = h_t.$$

Por lo tanto, h_t es la varianza condicional de ε_t .

Para asegurar que la estimación de la varianza condicional se trate efectivamente de una varianza, se requiere que los parámetros sean positivos, en particular γ_0 . Nótese además que si todos los parámetros $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q, \varphi_1, \varphi_2, \dots, \varphi_p$ son iguales a cero, la varianza condicional estimada coincide con la varianza no condicional γ_0 . Pero, si la varianza condicional varía en el tiempo, entonces algún θ_i y/o algún φ_i serán distintos de cero. Además el proceso ARMA representado mediante la ecuación (14) será estacionario siempre y cuando las raíces del polinomio característico asociado a dicha ecuación estén fuera del círculo unidad.¹⁵ La estimación de dichos parámetros se realiza mediante el método de estimación por máxima verosimilitud (MLE), donde se sustituye a σ^2 por h_t en la función de verosimilitud normal que se desea maximizar (Engle, 2001). Un supuesto controvertido en la maximización de la función de verosimilitud es el supuesto de normalidad

¹⁴ Por simplicidad sólo se especificaron términos autorregresivos en la ecuación de la media pero también pueden especificarse medias móviles o variables exógenas/predeterminadas.

¹⁵ Para más detalles ver Hamilton, cap. 21, p. 666.

condicional, ya que por lo general la normalidad condicional de los rendimientos es más la excepción que la regla.¹⁶ Asimismo, la resolución de esta maximización no puede obtenerse de manera analítica sino que requiere de algoritmos de optimización iterativos debido a las no linealidades de la función. Por otro lado, la maximización de una función de verosimilitud Gaussiana, que ha sido incorrectamente especificada, está justificada por la teoría de los estimadores cuasimáximo verosímiles (QMLE). Las propiedades teóricas de los estimadores QMLE aseguran consistencia y normalidad asintótica (Bollerslev y Wooldridge, 1992). Adicionalmente, en el caso particular de los procesos GARCH como el de la ecuación (14), se ha demostrado que tanto la consistencia como la normalidad asintótica de los parámetros de este tipo de modelos tienen mérito independientemente de los valores que puedan alcanzar, se trate de procesos ergódicos, no estacionarios o explosivos (Jensen y Rahbek, 2004).

Esta metodología resulta interesante ya que nos permite disponer de estimaciones para la varianza condicional de pronóstico en cada momento t del tiempo para cada uno de los rendimientos que se pretende estudiar. Aunque atractivo, se trata de un método univariado que ignora los comovimientos que puedan existir entre ambos rendimientos. Bollerslev, Engle y Wooldridge (1988), amplían esta metodología al contexto multivariado, lo que permite no sólo disponer de estimaciones de las varianzas condicionales sino también de las covarianzas condicionales, es decir el supuesto de homocedasticidad se relaja también para las covarianzas.¹⁷

En este sentido, un contexto multivariado con matriz de varianzas y covarianzas condicional de los rendimientos no constante, es el marco econométrico apropiado para el análisis

¹⁶ La normalidad condicional de los rendimientos sería una consecuencia de suponer a los v_t con distribución Gaussiana. Nótese que aún con el supuesto de normalidad de la distribución condicional subyacente, la distribución no condicional generalmente no será normal, en particular resultará leptocúrtica, es decir, tendrá más masa en las colas que una distribución normal, lo que asigna mayor probabilidad a la presencia de *outliers* (Lütkepohl, cap. 16, 2005).

¹⁷ Bollerslev (1990), lo interpreta como una extensión del método *seemingly unrelated regression* (SUR) en el que se levanta el supuesto de homocedasticidad.

de los rendimientos de un activo interno y un activo externo para los últimos 50 años de la economía argentina.

Si bien la generalización conceptual del proceso GARCH univariado al multivariado (MGARCH)¹⁸ resulta intuitiva, la dimensión del espacio de parámetros involucrados en la estimación de un proceso multivariado puede resultar ingobernable (Ding y Engle, 2001). Adicionalmente la estimación de un modelo dinámico que describa el comportamiento de los momentos de segundo orden de un vector de errores no correlacionados serialmente pero con heterocedasticidad condicional se vuelve fácilmente intratable conforme aumenta la dimensión del vector de medias. Por otra parte, como mencionamos anteriormente, los métodos de estimación de los procesos GARCH requieren de procedimientos numéricos iterativos para alcanzar el óptimo a lo que se le agrega el problema de que la matriz de varianzas/covarianzas condicional en cada momento t del tiempo debe resultar definida positiva. Todas estas razones contribuyen a la escasa existencia de trabajos empíricos.¹⁹

En nuestro caso, el MGARCH del vector de rendimientos $z_t = (r_t^{\$}, r_t^{us\$})'$ con matriz de covarianzas condicional H_t de 2×2 con $t = 1, \dots, T$ y $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{\$}, \varepsilon_t^{us\$})'$ como vector de residuos, es tal que,

$$\begin{aligned}
 z_t &= E(z_t / \psi_{t-1}) + \varepsilon_t \\
 (15) \quad \text{Var}(\varepsilon_t / \psi_{t-1}) &= H_t = (h_{ijt}) \\
 \varepsilon_t / \psi_{t-1} &\sim N(0, H_t),
 \end{aligned}$$

donde ψ_{t-1} es el conjunto de información disponible al momento $t-1$.

La especificación de H_t es clave en el MGARCH, ya que diferentes especificaciones darán como resultados diferentes GARCH multivariados. Bollerslev *et al.* (1988), proponen una especificación bastante simple de heterocedasticidad de los residuos que consiste en que cada covarianza condicional

¹⁸ Bauwens *et al.* (2006), realizan una revisión muy detallada de los modelos MGARCH.

¹⁹ Ver capítulo 5 de Herwartz (2004).

dependa solamente de sus propios valores pasados y de sus propios choques, lo que reduce significativamente la cantidad de parámetros por estimar. Esta forma de restringir el modelo se conoce como diagonal Vech, y la forma explícita de la evolución de la covarianza es:

$$h_{ijt} = \gamma_{ij} + \theta_{ij}\varepsilon_{it-1}\varepsilon_{jt-1} + \varphi_{ij}h_{ijt-1}$$

con

$$i, j = 1, \dots, K$$

y

$$t = 1, \dots, T.$$

En la especificación diagonal Vech se requiere estimar $(p+q+1)K(K+1)/2$ parámetros, donde p indica la cantidad de rezagos autorregresivos de H_t , q la cantidad de rezagos de los choques y K el orden del sistema multivariado. En nuestro caso, MGARCH(1,1) con $K = 2$, implica estimar nueve parámetros para determinar la evolución de la matriz de varianzas y covarianzas en el tiempo. Sin embargo, la estimación de este sistema no garantiza que la forma diagonal Vech resulte definida positiva. En caso de que no lo fuera, deberá recurrirse a restricciones adicionales sobre alguna o eventualmente todas las matrices $\Theta = (\theta_{ij})$, $\Phi = (\varphi_{ij})$ y $\Gamma = (\gamma_{ij})$ de $K \times K$ involucradas en el proceso GARCH multivariado.

Además de la representación diagonal Vech, existen otras dos especificaciones posibles. Bollerslev (1990), propone estimar un MGARCH con una matriz de covarianzas condicional variable en el tiempo pero con correlaciones condicionales constantes. Si bien esta especificación es más parsimoniosa que la anterior, se trata de una estructura dinámica bastante específica y la validez del supuesto de correlaciones condicionales constantes debería tener base en la evidencia empírica. La tercera especificación de la matriz de covarianzas condicional está dada por la representación BEKK propuesta por Baba, Engle, Kraft y Kroner (1991). La particularidad de esta representación a diferencia de la diagonal Vech es que le imprime a la matriz de covarianza una estructura tal que la misma resulta definida positiva.

V. ANÁLISIS EMPÍRICO

1. Estimación econométrica del MGARCH

A continuación presentamos la estimación de un modelo de regresión multivariado que estima conjuntamente la media condicional y las covarianzas condicionales para las series de rendimientos reales en moneda nacional y en dólares especificadas por las ecuaciones (1), (2) y (2'). Nuestro análisis se focaliza en el hecho de que las expectativas de los agentes son condicionales, es decir, se comportan como variables aleatorias más que como constantes. Por esta razón, estimamos el sistema especificado en (15) como un GARCH bivariado para el vector de rendimientos, donde r_{1t} representa el rendimiento promedio de los activos denominados en moneda nacional y r_{2t} el rendimiento de los activos denominados en dólares para el periodo 1963.III-2009.IV. El método de estimación simultáneo que se empleó fue el de máxima verosimilitud con la especificación diagonal Vech para la matriz H_t .²⁰

La expresión (16) presenta la estimación del sistema para la ecuación de medias mientras que el sistema (17), muestra la estimación de la matriz de covarianzas condicional de los rendimientos con sus correspondientes errores estándar entre paréntesis.²¹ Recordemos que esto simboliza el hecho de que los agentes no sólo actualizan las estimaciones de los rendimientos promedios esperados en cada periodo sino que también actualizan la matriz de varianzas-covarianzas de los mismos, basados en las novedades del último periodo. En este sentido, los agentes realizan un aprendizaje: modifican la matriz de covarianzas a partir de la información de los rendimientos medios (Bollerslev *et al.*, 1988).

²⁰ El algoritmo de optimización utilizado en la maximización de la función de verosimilitud fue el de Marquardt. Además hubo que aplicar restricciones sobre las formas cuadráticas Θ , Φ y Γ involucradas en la optimización para asegurar la unicidad de la parametrización y las propiedades deseables por tratarse de matrices de covarianzas condicionales.

²¹ Se trata de los estimadores QMLE ya que utilizamos la corrección de la matriz de varianzas propuesta por Bollerslev y Wooldridge (1992). Así y todo las propiedades asintóticas tanto de los MLE como de los QMLE para el caso de los MGARCH no han sido aún claramente establecidas y hace falta más investigación al respecto (Bauwens *et al.*, 2006).

$$(16) \quad \begin{bmatrix} r_{1t} \\ r_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.001 \\ (0.003) \\ -0.001 \\ (0.003) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.898 & 0 & 0 & 0 \\ (0.031) & 0.973 & -0.231 & 0.192 \\ & (0.023) & (0.032) & (0.026) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} r_{1,t-1} \\ r_{2,t-1} \\ r_{2,t-4} \\ r_{2,t-5} \end{bmatrix} \\ + \text{dummies} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$(17) \quad \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0002 \\ (6.92e^{-5}) \\ 0.0002 \\ (6.92e^{-5}) \\ 0.0002 \\ (6.92e^{-5}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.851 & 0 & 0 \\ (0.145) & 0 & 0 \\ 0 & 0.779 & 0 \\ & (0.125) & \\ 0 & 0 & 0.713 \\ & & (0.154) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} 0.586 & 0 & 0 \\ (0.041) & 0 & 0 \\ 0 & 0.584 & 0 \\ & (0.035) & \\ 0 & 0 & 0.583 \\ & & (0.043) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}.$$

En cuanto a la ecuación de la media [ecuación (16)], ambos procesos estocásticos son altamente persistentes (0.898 para el rendimiento denominado en moneda nacional y 0.973 para el denominado en dólares); con la particularidad de que en el caso del rendimiento del activo denominado en dólares hay un ajuste de este según lo ocurrido un año atrás. En ambas ecuaciones de la media fue necesario introducir variables ficticias (*dummies*) puntuales debido a la diversidad de regímenes durante el periodo de estimación, como se detalló en la sección III.

Por otro lado, el sistema para los segundos momentos [ecuación (17)] revela que el mejor predictor de la varianza condicional hoy es un promedio ponderado de la varianza promedio de largo plazo²² (vector de constantes), del impacto de las noticias del periodo anterior ($\varepsilon_{i,t-1}$, $i = 1, 2$) y de la

²² Más específicamente, la varianza no condicional o varianza de largo plazo es $\frac{\gamma_0}{1-\theta_1-\dots-\theta_p-\varphi_1-\dots-\varphi_p}$ en el caso de los GARCH univariados. En el caso del MGARCH debemos hablar de los autovalores de las matrices Γ , Θ y Φ en lugar de los parámetros del GARCH.

volatilidad del periodo anterior ($h_{ij,t-1}$, $i, j = 1, 2$), se trate del rendimiento denominado en moneda nacional o en dólares. Esta forma de actualizar la varianza contemporánea refleja un comportamiento adaptativo o de aprendizaje, cualidad inherente de los GARCH y que se asemeja bastante a la estimación bayesiana (Engle, 2001). Asimismo, todos los parámetros estimados resultan individualmente distintos de cero y una prueba conjunta de verosimilitud rechaza la hipótesis nula (H_0) de ausencia de dinámica en los segundos momentos de los rendimientos de los activos.^{23, 24} Estos pruebas validan la estimación del GARCH como sistema ya que, los comovimientos que se observan a lo largo de la muestra entre los rendimientos de ambos activos, no se limitan sólo a los valores medios de estos sino también tienen su consecuencia sobre las volatilidades condicionales de los mismos (ver gráfica III).

De acuerdo con la primera ecuación del sistema (17) la ponderación del choque del periodo anterior ($0.851\varepsilon_{1,t-1}^2$) en la determinación de la varianza actual es superior al impacto de la volatilidad del periodo pasado ($0.586h_{1,t-1}$) en el caso del rendimiento en moneda nacional.²⁵ En ese sentido, la

²³ El valor del estadístico es 4,502.15 y se distribuye de acuerdo a una $\chi(4)$.

²⁴ La estimación es sólo una parte en la especificación del modelo econométrico propuesto. El mismo no está completo sin una adecuada evaluación mediante pruebas de diagnóstico. Tal cual lo expresan Ding y Engle (2001), existe una batería de pruebas para evaluar una especificación univariada de un GARCH; pero es muy poco lo que está disponible para el caso de los MGARCH. De acuerdo con Ding *et al.* se realizaron las pruebas C y LC para tres especificaciones diferentes de residuos estandarizados. Se trata de pruebas multivariadas y la limitación más importante que tienen es que el rechazo de H_0 puede deberse a que la ecuación de la covarianza condicional fue incorrectamente especificada (es decir, fallas en la especificación de la estructura dinámica de la matriz H_t) o a desviaciones del supuesto de normalidad condicional de los errores, o ambos problemas simultáneamente. De las seis pruebas realizadas, en dos de ellas no rechazamos la H_0 de normalidad condicional de los errores o correcta especificación de la ecuación de covarianza.

²⁵ Engle y Kroner (1995) mostraron que un proceso ε_t proveniente de un modelo MGARCH es estacionario si todos los autovalores de las matrices Θ y Φ cumplen con la condición que $\sum_{j=1}^q \vartheta_j + \sum_{j=1}^p \phi_j$ tienen módulo menor que uno. En nuestro caso esta condición no vale, ya que la suma de los autovalores resulta mayor a uno, lo que implica que la varianza no condicional es infinita. Sin embargo, la varianza condicional, que para la mayoría

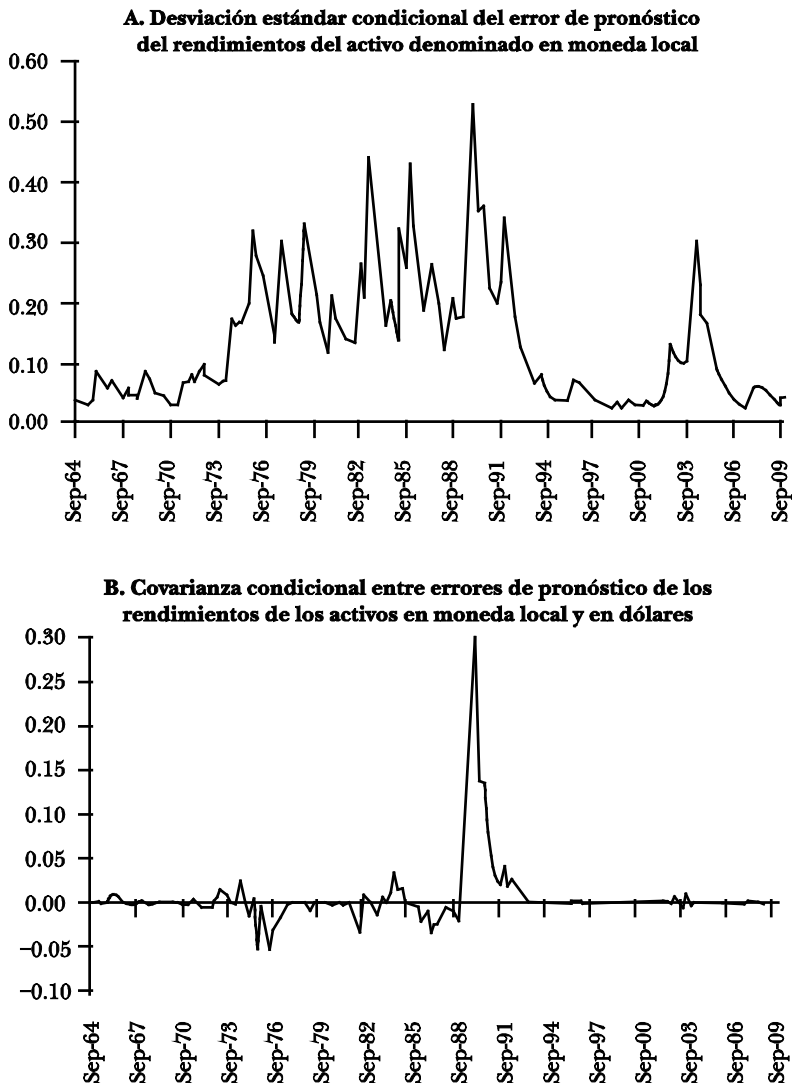
contribución marginal del choque de ayer a la varianza del rendimiento del activo interno hoy es de aproximadamente un 60%, un ponderador particularmente alto que se le asigna a la noticia del último periodo en la contribución de la varianza condicional actual. Comportamientos similares presentan tanto la varianza condicional del rendimiento del activo en dólares como la covarianza condicional de ambos rendimientos. En todos los casos, la contribución de los choques del último periodo a la explicación de la varianza condicional es superior al 50%. Este resultado parecería consistente con el hecho de que en economías expuestas a elevada incertidumbre, todo nuevo incremento en la cantidad de información relevante incide en la toma de decisión de los agentes. Por ejemplo, en el caso argentino, frente a choques devaluatorios de magnitud (típicamente la hiperinflación), las noticias cobraron suficiente significancia como para que las expectativas inflacionarias dejaran de basarse en la inflación pasada y pasaran a establecerse casi exclusivamente sobre conjeturas respecto del futuro. Cuanto más sorpresiva la información adicional, mayor la incertidumbre en las expectativas (Frenkel, 1989).

A partir del sistema estimado (16)-(17), pueden obtenerse no sólo las desviaciones condicionales de los errores de pronóstico sobre los rendimientos reales (gráfica VII, paneles A y D), sino también sus covarianzas condicionales (gráfica VII, panel B) y la evolución del coeficiente de correlación de los errores de pronóstico de los rendimientos reales de ambos activos (gráfica VII, panel C).

Al observar los valores estimados para las desviaciones condicionales de los rendimientos en moneda nacional (gráfica VII, panel A) podemos identificar claramente diferentes valores medios para los subperiodos analizados. Hasta principios de 1973, la media de la desviación condicional se ubica alrededor del 6%; durante el régimen de alta inflación

de los propósitos es la relevante, tiene varianza finita (Engle, Lilien y Robins, 1987). Una posible interpretación económica de este resultado matemático es que las reasignaciones de riqueza que resultaron de las medidas de resolución de crisis, logran reducir la incertidumbre que subyace tras la ruptura de la estructura contractual establecida previa a la crisis, haciendo finitas las varianzas condicionales percibidas por los agentes.

GRÁFICA VII. DESVIACIONES, COVARIANZAS Y COEFICIENTE DE CORRELACIONES REALES DE LOS ACTIVOS EN MONEDA NACIONAL Y DÓLARES,

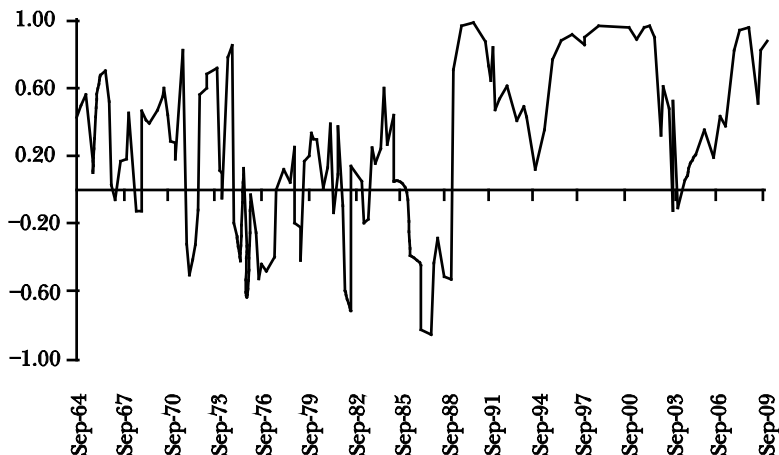


FUENTE: Elaboración propia.

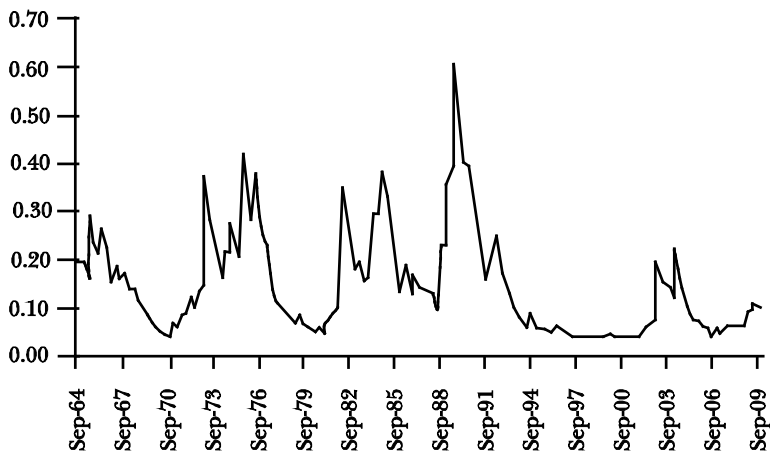
e hiperinflación la media se ubica en torno al 23%; es decir, la desviación promedio del rendimiento en moneda nacional casi se cuadruplica con relación al periodo previo. Durante los años de la Convertibilidad, la desviación condicional promedio

**LACIÓN CONDICIONALES DE LOS ERRORES DE PRONÓSTICO SOBRE REN-
1964-2009**

**C. Coeficiente de correlaciones entre los errores de pronóstico de los
rendimientos de activos denominados en moneda local y en dólares**



**D. Desviación estándar condicional del error de pronóstico
del rendimiento del activo denominado en dólares**



desciende abruptamente y se ubica cerca del 4%, y a partir de la crisis del 2001-2002 se vuelve a registrar un aumento en la volatilidad con un valor promedio de la desviación condicional de alrededor del 8%. En cuanto a la estimación de

las desviaciones condicionales de los rendimientos en dólares (gráfica VII, panel D), se observa una evolución diferente a la de la desviación del rendimiento en moneda nacional, más asociada al comportamiento de *clusters* de volatilidad, vinculada a los episodios devaluatorios que sucedieron a lo largo del periodo.

La evolución del coeficiente de correlación (gráfica VII, panel C) presenta algunos rasgos destacables. Por un lado, a lo largo del periodo de alta inflación (1975-1988) se observan valores recurrentemente negativos. Tres eventos se destacan particularmente:

- El Rodrigazo. En este caso, el choque devaluatorio implicó que el rendimiento real efectivo de los activos denominados en dólares fuera superior al esperado, a la vez que (dada la rigidez de los rendimientos nominales de los activos en moneda nacional) el traslado a precios de la devaluación resultó en rendimientos reales realizados de los activos denominados en moneda nacional menores a los esperados.
- La reforma financiera de mediados de 1982. En ese caso, la regulación sobre las tasas de interés locales en un contexto devaluatorio implicó covarianzas negativas en los errores de pronóstico sobre los rendimientos reales estimados.
- El periodo que se inicia a partir de la disolución de los efectos estabilizadores del Plan Austral, a finales del año 1986. Sin embargo, para comprender los factores por los cuales las correlaciones de los errores de pronóstico han sido negativas durante esta etapa, debemos separar el análisis en dos subperiodos. El primero, desde fines de 1986 hasta el segundo trimestre de 1988. En este periodo, se produjo un proceso de aceleración inflacionaria que implicó rendimientos reales realizados de los activos denominados en moneda nacional menores que los esperados, a la vez que la tasa de depreciación del tipo de cambio nominal se aceleraba, lo que explica las covarianzas negativas en los errores de pronóstico. El segundo subperiodo abarca el tercer y cuarto trimestres de 1988, y refleja los efectos del Plan Primavera, que estuvo vigente entre agosto de 1988 y febrero de 1989. La razón por la que el coeficiente

de correlación fue negativo durante esta etapa es el hecho de que el plan estableció como regla de intervención cambiaria que la diferencia entre el dólar comercial (controlado y fijado) y el financiero (libre y flotante) no superase el 25%. La medida logró por un breve periodo desacelerar la inflación, lo que en combinación con la regla de intervención cambiaria, implicó errores de pronóstico negativos en el caso de los rendimientos reales de los activos denominados en dólares y positivos en los denominados en moneda nacional. Es decir, la covarianza volvió a ser negativa, pero por las razones inversas a las observadas en el primer sub-periodo.

Otro aspecto de la evolución del coeficiente de correlación (gráfica VII, panel C) que debe ser destacado, es que tanto durante los episodios hiperinflacionarios como durante la vigencia del régimen de Convertibilidad, los valores de correlación positivos fueron máximos, aunque por razones muy diferentes. Durante los eventos hiperinflacionarios, las correlaciones positivas respondieron al hecho de que los errores de pronóstico fueron sistemáticamente negativos, es decir, las realizaciones de los rendimientos reales fueron sistemáticamente inferiores a las esperadas tanto en los activos denominados en dólares como en moneda nacional.

Por otro lado, como se mencionó en la sección III, el régimen de Convertibilidad rompió con la dinámica hiperinflacionaria. La ley de Convertibilidad, al otorgar validez legal a los contratos independientemente de la moneda en el que fueran realizados, convalidó la adopción del dólar como unidad de cuenta, a la vez que permitió crear activos financieros locales denominados en dólares, que cumplieran el papel de reserva de valor. Como resultado, se recuperó la intermediación financiera local, pero esta vez impulsada por activos denominados en la divisa estadounidense. Dado el tipo de cambio nominal, y una vez estabilizada la inflación, los agentes comenzaron percibir un alto grado de sustitución entre los activos a plazos fijos en pesos y en dólares, con lo que los errores de pronóstico sobre los rendimientos reales de ambos instrumentos evidenciaron una alta correlación (gráfica VII, panel C).

2. Estimación del conjunto de oportunidades de inversión

Una herramienta de utilidad para analizar cómo los rendimientos y las varianzas y covarianzas condicionales de los errores de pronóstico condicionan la asignación de cartera de los agentes, surge de representar en el mismo plano el rendimiento y la desviación esperados de una cartera compuesta por diferentes proporciones de activos denominados en moneda nacional y en dólares. La curva así definida se denomina conjunto de oportunidades de inversión. Para el caso de la cartera de dos activos supuesta en este trabajo, el rendimiento y la desviación esperados de la cartera vienen dados por:²⁶

$$(18) \quad E[R_{W,t+1}] = \sigma_{us,t} \cdot E[r_{t+1}^{us\$}] + (1 - \sigma_{us,t}) \cdot E[r_{t+1}^{\$}]$$

$$(19) \quad \begin{aligned} Var(R_{W,t+1}) = & \sigma_{us,t}^2 Var(r_{t+1}^{us\$}) + (1 - \sigma_{us,t})^2 Var(r_{t+1}^{\$}) + \\ & + 2\sigma_{us,t} (1 - \sigma_{us,t}) Cov(r_{t+1}^{us\$}, r_{t+1}^{\$}) \end{aligned}$$

La expresión (19) puede reescribirse como:

$$(20) \quad \begin{aligned} DE(R_{W,t+1}) = & [\sigma_{us,t}^2 (h_{t+1}^{us\$})^2 + (1 - \sigma_{us,t})^2 (h_{t+1}^{\$})^2 + \\ & + 2\sigma_{us,t} (1 - \sigma_{us,t}) h_{t+1}^{us\$} h_{t+1}^{\$} \rho_{t+1}^{us\$, \$}]^{\frac{1}{2}} \end{aligned}$$

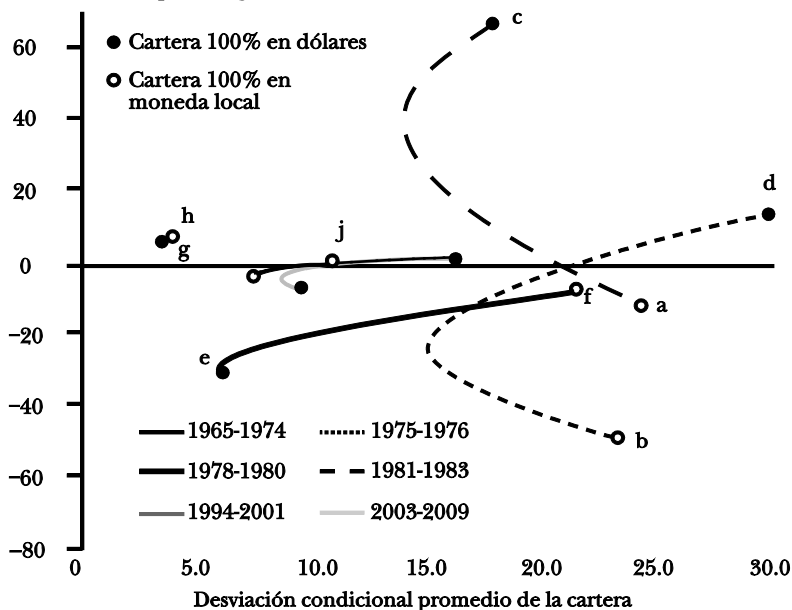
donde $E[R_{W,t+1}]$, $Var(R_{W,t+1})$ y $DE(R_{W,t+1})$ denotan el rendimiento, varianza y desviación estándar condicionales de la cartera de activos respectivamente, y $h_{t+1}^{us\$}$, $h_{t+1}^{\$}$, y $\rho_{t+1}^{us\$, \$}$ las desviaciones y coeficiente de correlación condicionales estimados de los rendimientos.

En la gráfica VIII se representan los conjuntos de oportunidades de inversión en el plano $\{E(R_{W,t+1}), DE_{t+1}\}$, para una selección particular de eventos que incluye el Rodrigazo, la experiencia de liberalización de fines de los setenta, el periodo de ajuste caótico, la Convertibilidad y el periodo pos-Convertibilidad.

Cada curva de la gráfica VIII representa las posibles combinaciones de rendimiento esperado y la desviación estándar

²⁶ Como trabajamos con una cartera de dos activos, nos referimos indistintamente al conjunto de oportunidades de inversión o frontera de posibilidades de inversión.

GRÁFICA VIII. CONJUNTOS DE OPORTUNIDADES DE INVERSIÓN DE UNA CARTERA COMPUESTA POR ACTIVOS EN MONEDA NACIONAL Y EN DÓLARES (en porcentajes)



FUENTE: Elaboración propia.

promedio de una cartera conformada por diferentes proporciones de activos denominados en moneda nacional y en dólares. Los puntos oscuros representan pares ordenados de rendimiento esperado y la desviación estándar promedio para una cartera compuesta en su totalidad por activos denominados en dólares, mientras que los puntos claros representan los pares ordenados correspondientes a una cartera compuesta completamente por activos denominados en moneda nacional. La curvatura de la frontera estará determinada por el coeficiente de correlación [ver expresión (20)].

Algunos hechos merecen ser destacados; durante el periodo en el que tuvo lugar el Rodrigazo (1975) como así también la crisis de la tablita y la posterior etapa de desajustes macroeconómicos del periodo 1981-1983, se observaron los menores rendimientos esperados y máximas desviaciones estándar para carteras compuestas en su totalidad por activos denominados en moneda nacional (puntos a y b de la gráfica VIII). Paralelamente, junto con las experiencias hiperinflacionarias y

la crisis de la Convertibilidad, ambos periodos muestran los máximos rendimientos en dólares²⁷ (puntos c y d de la gráfica VIII).

En el caso de vigencia plena²⁸ del régimen de Convertibilidad y de la tablita, como así también en el periodo de pos-Convertibilidad, el rendimiento de un cartera compuesta en su totalidad por activos en pesos fue superior al compuesto sólo por activos en dólares (puntos h, f y j de la gráfica VIII, respectivamente). De regreso a la gráfica VI, puede observarse que estas tres etapas se corresponden con procesos significativos de remonetización de la economía, aunque en el caso del periodo 2003-2009 esto no se aprecia claramente, dado que el coeficiente de monetización durante 2002 se encuentra sobreestimado por efecto de la pesificación de depósitos y aplicación del *corralito* y *corralón* bancarios.²⁹

Adicionalmente, se observa que durante el periodo de vigencia plena del régimen de Convertibilidad, tanto el rendimiento como la desviación esperada de un cartera compuesta en su totalidad por activos denominados en pesos eran muy similares a los de un cartera compuesta en su totalidad por activos denominados en dólares, lo que refleja el hecho de que fueron percibidos como claros sustitutos por los agentes (cercanía de los puntos g y h). De hecho, en términos comparativos, la etapa de la Convertibilidad muestra el máximo coeficiente de correlación estimado (ver gráfica VII, panel C), con un promedio de 0.75.

Si bien el análisis de los conjuntos de oportunidades de inversión nos brinda una completa descripción de los incentivos en términos de rendimiento y desviación que enfrentaron

²⁷ En la gráfica VIII no se representan los conjuntos de oportunidades de inversión para la crisis de la Convertibilidad y las experiencias hiperinflacionarias. Esto se debe a que el valor del rendimiento esperado del activo en dólares para ambas experiencias excede ampliamente el valor máximo del eje de ordenadas representado en la gráfica. En el año 1989, este rendimiento fue de un 77%, mientras que durante la crisis de la Convertibilidad alcanzó el 182%.

²⁸ Nos referimos a vigencia plena como el periodo que no contempla su propia crisis (normalidad).

²⁹ Se denominó *corralito* y *corralón* bancario a la inmovilización de los depósitos a la vista y a plazo del sector privado por parte de las autoridades durante la crisis de 2001-2002.

los agentes en cada periodo, nada nos dice con respecto a cuales debieron ser las decisiones de cartera óptima por parte del sector, en el caso de que este hubiera actuado de acuerdo con los comportamientos supuestos en la subsección IV.1.

3. Estimación de la cartera óptima

Con el fin de calcular las tenencias óptimas de cartera, debemos incorporar supuestos acerca de las preferencias del sector privado. En términos de la gráfica VIII, esto se traduce en adicionar curvas de indiferencia. Dado que en el ejercicio propuesto no consideramos la existencia de un activo libre de riesgo, las demandas óptimas de activos surgirán de la tangencia de las curvas de indiferencia con los conjuntos de oportunidades de inversión del tipo representado en la gráfica VIII. Específicamente, tal como fuera explicado en la subsección IV.1, supondremos que las preferencias del sector privado no financiero están definidas por una función de utilidad exponencial negativa [del tipo representado en la ecuación (10)],³⁰ que nos permite (junto al supuesto de normalidad) obtener demandas de activos como proporción de la cartera independiente del nivel de la misma.

Con las preferencias supuestas y utilizando las series de rendimientos esperados, varianzas y covarianzas condicionales estimadas por medio de la aplicación de la metodología MGARCH, hemos resuelto el problema de optimización representado por la ecuación (6) para el caso en que $0 \leq A_t \leq W_t$. Esta restricción indica que en el ejercicio propuesto asumimos la inexistencia de *short sales*.

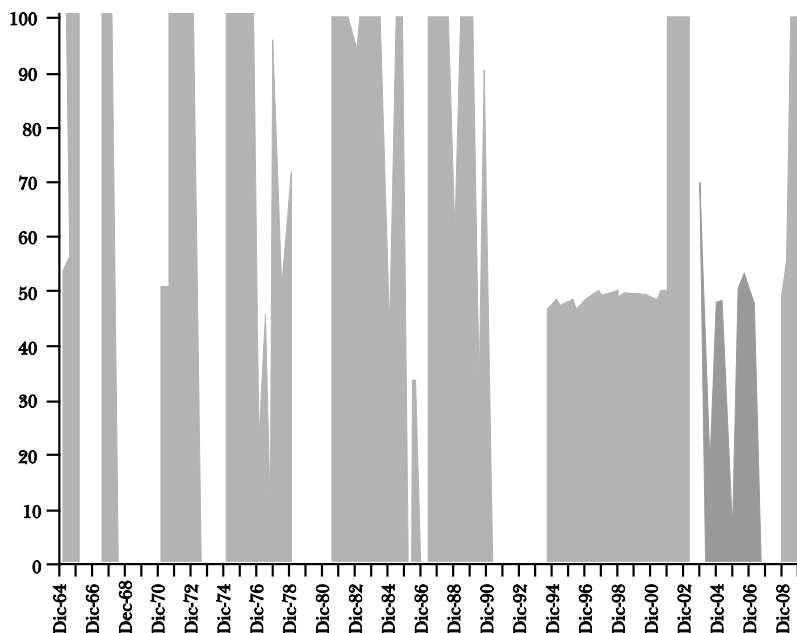
La gráfica IX presenta las demandas óptimas obtenidas [como proporción de la cartera agregada del sector privado, ω_t^* de la ecuación (12)] del activo denominado en dólares, para cada uno de los trimestres del periodo considerado, y con el supuesto de un coeficiente de aversión al riesgo relativo (CARR) igual a cinco.³¹ El primer elemento que se despren-

³⁰ Nótese que con este supuesto de preferencias, el coeficiente de aversión al riesgo relativo (CARR) es constante (parámetro δ).

³¹ Si bien el ejercicio lo realizamos para diferentes valores de CARR, aquí sólo se presentan los resultados correspondientes a CARR=5 (ver Jondeau y Rockinger, 2004).

de de la gráfica IX es que el régimen de Convertibilidad pareció marcar un quiebre en términos de la volatilidad de las demandas teóricas de activos. Entre los años 1964 y 1991, la frecuencia con que la demanda teórica de activos en dólares evidenció cambios dicotómicos (pasando de niveles nulos a prácticamente el cien por ciento de la cartera) es mucho mayor que la observada en el periodo 1992-2009.³²

GRÁFICA IX. DEMANDAS ÓPTICAS DE ACTIVOS EN DÓLARES (ÁREA GRIS) Y EN MONEDA NACIONAL (ÁREA BLANCA), 1964-2010 (como porcentaje de la cartera total)



FUENTE : Elaboración propia.

Si bien desde comienzo del periodo analizado se observaron episodios que actuaron como incentivos a la dolarización, es a partir de finales de 1974 –previo al Rodrigazo– y hasta el final de los episodios hiperinflacionarios, cuando los

³² Si consideramos una banda con límite inferior 45% y superior 55%, en el periodo 1964-1991 la serie representada en la gráfica nueve pasó (en dos trimestres consecutivos) de valores inferiores a la banda a superiores o de superiores a inferiores en 16 oportunidades (15% de las veces). Mientras que en el periodo 1992-2009 en tres oportunidades (4% de las veces).

incentivos a la dolarización dominaron la decisión teórica de cartera del sector privado (mayor densidad del área gris en la gráfica IX).³³ El régimen de la tablita fue una excepción, al promover la pesificación de la cartera (área blanca en la gráfica hacia fines de los años setenta), mientras que a partir de su crisis a comienzos de 1981 y hasta el final de las hiperinflaciones, los incentivos a la dolarización se redoblan, relajándose sólo parcialmente con la vigencia de los efectos del Plan Austral a mediados de los ochenta.

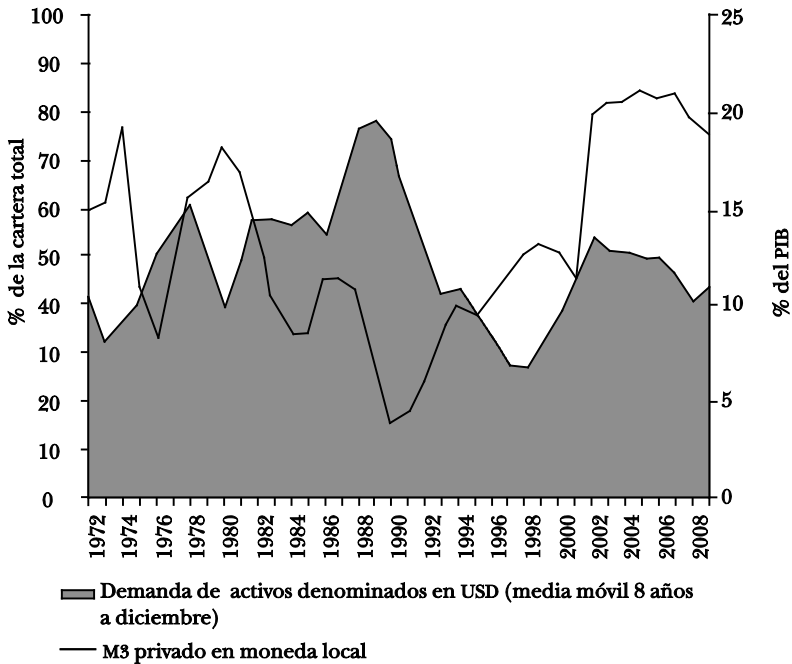
A partir de la implementación del régimen de Convertibilidad en abril de 1991 y hasta fines de 2009 varios son los hechos que merecen ser destacados. Hasta mediados de 1994, se observa una etapa de fuerte incentivo a la pesificación de la cartera del sector privado (área blanca). Este hecho se debe a que tras la fijación del tipo de cambio nominal, la inercia inflacionaria aún se encontraba operativa, lo que generó un diferencial en los rendimientos reales a favor de los activos denominados en moneda nacional (ver la brecha en la evolución de los rendimientos reales en la gráfica III). Por otra parte, durante la plena vigencia del régimen de Convertibilidad, los agentes percibieron a los activos en dólares y en pesos como sustitutos prácticamente perfectos, debiendo asignar de acuerdo con nuestro enfoque, alrededor del 50% de la cartera a cada uno de ellos. Este punto es consistente con el conjunto de oportunidades de inversión del periodo representado en la gráfica VIII. Asimismo, al igual que lo ocurrido en los episodios de crisis previos a la implementación de la Convertibilidad, la crisis de 2002 implicó un incentivo completo a la dolarización. Adicionalmente, y a pesar de la mayor estabilidad cambiaria que caracterizó el periodo 2003-2009, aún se observa un incentivo a dolarizar aproximadamente el 40% de la cartera. Por último, este periodo tampoco está exento de experimentar eventos dicotómicos que promuevan la dolarización de los activos, como puede observarse en la gráfica durante el año 2009.

La gráfica IX, sobre la cual se basa el análisis previo, muestra la información trimestre a trimestre de las demandas

³³ El promedio de la serie representada en la gráfica para el periodo 1964-09/1974-12 fue del 37% mientras que para el periodo 1975-03/1988-12 fue del 65%.

óptimas tal cual resultan del ejercicio de optimización propuesto. Ahora bien, la elevada frecuencia de estas series dificulta obtener una visión tendencial de los incentivos a la dolarización a lo largo de las etapas identificadas en la sección III. Es por eso que en la gráfica X se presenta la evolución anual de las demandas óptimas de los activos denominados en dólares como promedios móviles *backward looking* de ocho años. En la misma figura se presenta la evolución del M3 privado en moneda nacional como porcentaje del PIB en el periodo 1972-2009.

GRAFICA X. DEMANDAS ÓPTIMAS DE ACTIVOS EN DÓLARES (ÁREA GRIS) Y EN MONEDA NACIONAL (ÁREA BLANCA), MEDIA MÓVIL DE OCHO AÑOS Y M3 PRIVADO EN MONEDA NACIONAL, 1972-2009



FUENTE : Elaboración propia.

Durante todo el periodo que constituyó el régimen de alta inflación, iniciado con el Rodrigazo de 1975 y hasta su crisis con la detonación de las experiencias hiperinflacionarias a fines de los años ochenta, el incentivo a dolarizar la cartera del sector privado fue creciente (área gris de la gráfica X). Paralelamente, durante la misma etapa, el coeficiente de

monetización en moneda nacional evidenció una tendencia decreciente, alcanzando su valle más profundo junto con el mayor estímulo a la dolarización, durante los episodios hiperinflacionarios. Por otra parte, debe destacarse el comportamiento de espejo entre ambas series durante el régimen de la tablita, como así también durante la experiencia de estabilización que constituyó el Plan Austral.

Adicionalmente, un elemento que se destaca es la ausencia de comportamiento de espejo durante la crisis de 2002. Esto se debe a que una de las medidas de reasignación no voluntaria de riqueza llevada a cabo fue la pesificación de los depósitos que el sector privado mantenía en el sistema financiero, realizado junto con una férrea restricción al retiro de fondos desde las entidades. De esta manera, el incremento del coeficiente de monetización en moneda nacional observado en el periodo 2002-2003 no es el resultado de decisiones voluntarias de cartera, sino que responde a motivos estrictamente contables. Finalmente, la gráfica X a diferencia de la gráfica IX, revela que la tendencia del coeficiente de dolarización promedio teórico para el periodo 2003-2009 es decreciente, ubicándose en 2009 en torno al 40%. Este resultado contrasta con el coeficiente de dolarización observado en 2009, el cual, tal como se mostró en la gráfica I es superior al 70%. Este hecho sugiere persistencia en los niveles de dolarización. La persistencia en la dolarización financiera es un fenómeno muy estudiado en las economías latinoamericanas (Castillo y Winkelried, 2009) y constituye una condición de primer orden para los formuladores de política monetaria de la región. Una interpretación de este resultado en términos del enfoque de cartera es que los rendimientos efectivamente esperados de los activos denominados en dólares por parte de los agentes son mayores que los valores condicionales estimados en nuestro trabajo. Otra opción es que los agentes toman en cuenta para su decisión elementos no captados por el enfoque propuesto, tales como los costos de transacción de armar y desarmar tenencias. Por último, el resultado puede indicar que los momentos de orden superior son relevantes. También podría suceder que los agentes asignen mayor probabilidad que la correspondiente a una distribución normal a eventos devaluatorios de gran magnitud (cola derecha pesada

de la distribución de rendimientos), en consistencia con la literatura de *peso problem*. La aplicación del enfoque de cartera con momentos de orden superior al problema analizado es una posible extensión de este trabajo, para contrastar estas hipótesis.

VI. CONCLUSIONES

En este trabajo nos propusimos cuantificar los efectos de la incertidumbre a lo largo de los diversos episodios de la historia monetaria contemporánea de Argentina sobre la dolarización de los activos financieros del sector privado. Con este fin, utilizamos un enfoque de selección óptima de cartera en el entorno media-varianza ampliado por la metodología MGARCH. Las principales conclusiones del trabajo son las siguientes:

- De acuerdo con el modelo MGARCH estimado, el peso de las noticias es altamente relevante para explicar la volatilidad de los rendimientos denominados en ambas monedas. Este resultado es consistente con el hecho de que en presencia de alta incertidumbre, todo nuevo incremento en la cantidad de información de los agentes será determinante para su toma de decisión.
- En términos de los incentivos de media y varianza el Rodrigazo de junio de 1975 resulta ser un quiebre para la dolarización de la cartera del sector privado no financiero. De acuerdo con nuestro ejercicio, entre 1964 y 1974 la proporción teórica de la cartera asignada a activos denominados en dólares se ubicó en torno del 37% para el coeficiente de aversión al riesgo supuesto. Por el contrario, el promedio para el periodo 1975-1988 fue del 65%. Este suceso, y posteriormente la crisis de la tablita, los eventos hiperinflacionarios y la crisis de 2001-2002, fueron los hechos sobresalientes en términos de incentivos a la dolarización.
- El régimen de Convertibilidad marcó un quiebre en términos de la volatilidad de las demandas teóricas de activos disminuyendo la frecuencia de cambios dicotómicos en las

mismas. El análisis realizado sugiere que durante la vigencia plena del régimen de Convertibilidad, si los agentes se hubieran comportado de acuerdo con el enfoque propuesto, deberían haber percibido a los activos denominados en ambas monedas como sustitutos prácticamente perfectos, lo que se refleja en un incentivo de media y varianza a dolarizar alrededor del 50% de la cartera.

- Para el periodo 2003-2009, la tendencia del coeficiente de dolarización promedio teórico es decreciente, en 2009 se ubicó en torno al 40%, contrastando con el coeficiente de dolarización observado, superior al 70%. Este hecho sugiere la presencia de persistencia en el grado de dolarización de las carteras. En términos del enfoque propuesto, este resultado podría indicar *i)* que los rendimientos percibidos de los activos denominados en dólares son mayores a los estimados; *ii)* que los agentes toman en cuenta para su decisión otros elementos no captados por el enfoque propuesto por nuestro trabajo, tales como, los costos de transacción de armar y desarmar tenencias y los momentos de orden superior como el sesgo y la curtosis. La aplicación del enfoque de cartera con momentos de orden superior es una posible extensión de este trabajo.

Anexo I

Derivación de la ecuación (4)

Con la utilización de la aproximación de Taylor, y despreciando los términos de orden superior a dos,³⁴ la función de utilidad puede ser aproximada en torno del valor esperado de la cartera en el periodo $t+1$, $E(W_{t+1})$ como:

$$(A.1) \quad U(W_{t+1}) = U[E(W_{t+1})] + U'[E(W_{t+1})](W_{t+1} - E(W_{t+1})) + \frac{U''[E(W_{t+1})]}{2!}(W_{t+1} - E(W_{t+1}))^2 \dots$$

³⁴ Como se muestra a continuación en este anexo, al suponer normalidad en los rendimientos, el término de orden tres de la aproximación de Taylor es igual a cero, de manera que estrictamente estamos despreciando sólo los términos pares superiores a dos.

Se aplica el operador expectativas:

$$(A.2) \quad E[U(W_{t+1})] = U[E(W_{t+1})] + U'[E(W_{t+1})] \cdot E[(W_{t+1} - E(W_{t+1}))] + \\ + \frac{U''[E(W_{t+1})]}{2!} E[(W_{t+1} - E(W_{t+1}))^2]$$

Se utiliza la siguiente expresión correspondiente a la función generadora de momentos de la distribución normal:

$$E[x - E(x)]^k = 0 \text{ para valores impares de } k$$

y

$$E[x - E(x)]^k = \frac{k!}{2^{(k/2)} \left(\frac{k}{2}\right)!} [\sigma_x^2]^{(k/2)} \text{ para valores pares de } k,$$

la expresión A.2 puede reescribirse como:

$$E[U(W_{t+1})] = U[E(W_{t+1})] + \frac{U''[E(W_{t+1})]}{2!} \frac{2!}{2} A_t' H_{t+1} A_t,$$

donde A_t es el vector de tenencias de activos que componen el cartera del agente y H_{t+1} la matriz de varianzas y covarianzas condicional de los errores de pronóstico sobre los rendimientos en $t+1$. Simplificando términos, se obtiene:

$$(A.3) \quad E[U(W_{t+1})] = U[E(W_{t+1})] + \frac{1}{2} U''[E(W_{t+1})] A_t' H_{t+1} A_t$$

que es la expresión (4) del trabajo.

Derivación de la ecuación (9)

El sistema definido por las ecuaciones (7)-(8) puede escribirse matricialmente como:

$$(A.4) \quad \underbrace{\begin{bmatrix} U''[W_{t+1}^e] H_{t+1} & t \\ t' & 0 \end{bmatrix}}_P \underbrace{\begin{bmatrix} A \\ \lambda \end{bmatrix}}_x = \underbrace{\begin{bmatrix} -U'[W_{t+1}^e](t + r_{t+1}^e) \\ W_t \end{bmatrix}}_C.$$

El primer paso para la solución del sistema A.4 es hallar la inversa de la matriz P . Para ello hemos utilizado la siguiente

definición de álgebra matricial para la inversa de una matriz particionada:

$$(A.5) \quad \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix}^{-1} = \begin{bmatrix} P_{11}^{-1} (I + P_{12} F \cdot P_{21} P_{11}^{-1}) & -P_{11}^{-1} P_{12} F \\ -F \cdot P_{21} P_{11}^{-1} & F \end{bmatrix},$$

con

$$F = (P_{22} - P_{21} P_{11}^{-1} P_{12})^{-1}$$

Aplicando la expresión A.5 a la matriz P de A.4, obtenemos:

$$P^{-1}_{(k+1) \times (k+1)} = \begin{bmatrix} \frac{1}{U'[W_{t+1}^e]} (H_{t+1}^{-1} - \xi \tilde{L} \tilde{L}') & \tilde{L} \\ \tilde{L} & -U''[W_{t+1}^e] \xi^{-1} \end{bmatrix},$$

con

$$\xi = t' H_{t+1}^{-1} t \text{ y } \tilde{L} = \xi^{-1} H_{t+1}^{-1} t.$$

Resolviendo el sistema $x = P^{-1} \cdot C$, se obtiene:

$$(A.6) \quad A_t^* = -\frac{U'[W_{t+1}^e]}{U''[W_{t+1}^e]} (H_{t+1}^{-1} - \xi \tilde{L} \tilde{L}') (t + r_{t+1}^e) + \tilde{L} W_t,$$

que puede reexpresarse como:

$$A_t^* = (1/D) Q (t + r_{t+1}^e) + \tilde{L} W_t,$$

donde, $D = -U''[W_{t+1}^e] / U'[W_{t+1}^e]$ y $Q = H_{t+1}^{-1} - \xi \tilde{L} \tilde{L}'$.

Siendo (A.6) la expresión correspondiente a la ecuación (9) del trabajo.

Anexo 2

El caso de la función de utilidad exponencial negativa

Si las preferencias del agente estuvieran dadas por una función exponencial negativa del tipo:

$$U(W_{t+1}^e) = \chi - \zeta e^{-\delta(W_{t+1}^e / W_t)},$$

las derivadas primera y segunda resultan:

$$U'(W_{t+1}^e) = \frac{1}{W_t} \delta \zeta e^{-\delta(W_{t+1}^e/W_t)}$$

y

$$U''(W_{t+1}^e) = -\frac{1}{W_t^2} \delta^2 \zeta e^{-\delta(W_{t+1}^e/W_t)}$$

De manera que el coeficiente de aversión al riesgo absoluto D viene dado por:

$$(A.7) \quad D = -\frac{U''(W_{t+1}^e)}{U'(W_{t+1}^e)} = \frac{W_t}{W_t^2} \delta = \delta W_t^{-1}$$

y δ es el coeficiente de aversión al riesgo relativo, el cual con el supuesto de preferencias propuesto, resulta constante.

Reemplazando la expresión (A.7) en (9), se obtienen las funciones de demandas óptimas para este caso particular, que vienen dadas por la siguiente expresión:

$$(A.8) \quad A_t^* = \delta^{-1} W_t Q (1 + r_{t+1}^e) + \tilde{L} W_t.$$

Que puede expresarse como:

$$(A.9) \quad A_t^* = \delta^{-1} W_t Q \cdot r_{t+1}^e + \tilde{L} W_t$$

Dado que $Q_t = 0$.

Nótese que de acuerdo con la expresión (A.9), las demandas óptimas de activos resultan lineales respecto a los rendimientos esperados, y homogéneas de grado uno respecto al nivel de la cartera W_t .

REFERENCIAS

- Baba, Y., R. F. Engle, D. Kraft, y K. Kroner (1990), *Multivariate Simultaneous Generalized ARCH*, texto mimeografiado, UCSD, Department of Economics.
- Basco, E., L. I. D'Amato y L. Garegnani (2009), "Understanding the money-prices relationship under low and high in-

- flation regimes: Argentina 1977-2006”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 28, pp. 1182-1203.
- Basco, E., T. Castagnino, S. Katz y S. Vargas (2007), *Política monetaria en contextos de incertidumbre, cambio de régimen y volatilidad pronunciada*, BCRA, noviembre (serie Estudios, núm. 4).
- Bauwens, L., S. Laurent, y J. Rombouts (2006), “Multivariate GARCH Models: A Survey”, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 21, pp. 79-109.
- BID (2004), “Financial Dollarization”, cap. 4, en Banco Interamericano de Desarrollo, *Unlocking Credit. The Quest for Deep y Stable Bank Lending*, The Johns Hopkins University Press, pp. 49-65.
- Bollerslev, T. (1986), “Generalized Autorregresive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, vol. 31, núm. 3, abril, pp. 307-327.
- Bollerslev, T., R. Chou, y K. Kroner (1992), “ARCH modeling in finance”, *Journal of Econometrics*, vol. 52, pp. 5-59.
- Bollerslev, T., y J. M. Wooldridge (1992), “Quasi-Maximum Likelihood and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances”, *Econometric Reviews*, vol. 11, pp. 143-172.
- Bollerslev, Tim (1990), “Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized Arch Model”, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, núm. 3, agosto, pp. 498-505.
- Bollerslev, Tim, Robert F. Engle y Jeffrey M. Wooldridge (1988), “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances”, *The Journal of Political Economy*, vol. 96, núm. 1, febrero, pp. 116-131.
- Castillo, Paul, y Diego Winkelried (2009), *¿Por qué la dolarización es tan persistente?*, Premio de Banca Central Rodrigo Gómez 2006, CEMLA, México, publicado en español e inglés (serie Estudios).
- Corso, E. A. (2009), *Las relaciones financieras en Argentina. Una herramienta para el análisis monetario*, trabajo presentado en la XLIV Reunión Anual de la AAEP, Universidad Nacional de Cuyo, Mendoza, noviembre.
- Courakis, Anthony S. (1989), “Does Constant Relative Risk Aversion Imply Asset Demands that are Linear in Expected

- Returns?”, *Oxford Economic Papers*, New Series, vol. 41, núm. 3, julio, pp. 553-566.
- Damill, M., J. M., R. Frenkel y G. Rozenwurcel (1988), *Las relaciones financieras en la economía Argentina*, Ediciones del Ides, núm. 15, Buenos Aires.
- Damill, M., J. M. Fanelli, y R. Frenkel (1994), *Shock externo y desequilibrio fiscal. La macroeconomía de América Latina de los ochenta. Los casos de Argentina, Bolivia, Brasil, Colombia, Chile y México*, CEPAL, 30 de diciembre (LC./R. 1469).
- Damill, M., N. Salvatores, y L. Simpson (2003), *Diagnóstico y perspectiva del sistema financiero argentino. El sistema financiero de Argentina bajo el régimen de convertibilidad y la transición a un nuevo modelo de intermediación*, CESP, febrero.
- De Nicoló, G., P. Honohan, y A. Ize (2003), *Dollarization of the banking system: good or bad?*, FMI (Working Paper, núm. 03/146).
- De Pablo, Juan Carlos (2005), *La economía argentina en la segunda mitad del siglo XX*, Ediciones La Ley, Buenos Aires.
- Ding, Z., y R. F. Engle (2001), “Large Scale Conditional Covariance Matrix Modeling, Estimation and Testing”, *Academia Economic Papers*, vol. 29, pp. 157-184.
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Times Series*, segunda edición, Wiley (Series in Probability and Statistics).
- Engle, R. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, vol. 50, núm. 4, julio, pp. 987-1007.
- Engle, R. (2001), “GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics”, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, núm. 4, pp. 157-168.
- Engle, R. R., D. Lilién, y R. P. Robins (1987), “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model”, *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, marzo, pp. 391-407.
- Fanelli, J. M. (ed.) (2008), *Macroeconomic Volatility, Institutions y Financial Architectures: The Developing World Experience*, Palgrave Macmillan, Nueva York.
- Frenkel, R. (1989), “Inflación e hiperinflación. El infierno tan temido”, *Ciencia Hoy*, vol. 1, núm. 3, abril-mayo.
- Hamilton, J. D. (1994), *Times Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, Nueva Jersey.

- Herwartz, H. (2004), "Conditional Heteroskedasticity", en H. Lütkepohl y M. Krätzig (eds.), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press, pp. 197-220.
- Heymann, D. (2006), "Macroeconomía de las promesas rotas", *Revista de Economía Política de Buenos Aires*, año 1, vol. 2, pp. 27-53.
- Heymann, D., y E. Kawamura (2005), *On Liability Dollarization: a Simple Model*, CEPAL, Buenos Aires (Documento de trabajo).
- Hicks, John (1967), *Critical Essays in Monetary Theory*, Clarendon Press, Oxford.
- Ize, Alain, y E. Levy Yeyati (2003), "Financial Dollarization", *Journal of International Economics*, vol. 59, núm. 2, pp. 323-347.
- Jensen S. T., y A. Rahbek (2004), "Asymptotic Inference for Nonstationary GARCH", *Econometric Theory*, vol. 20, núm. 6, pp. 1203-1226.
- Jensen S. T., y A. Rahbek (2004a), "Asymptotic Normality of the QMLE Estimator of ARCH in the Nonstationary Case", *Econometrica*, vol. 72, núm. 2, pp. 641-646.
- Jondeau, Eric, y Michael Rockinger (2004), *Optimal Portfolio Allocation under Higher Moments*, Notes d'Etudes et de Recherche, Banque de France (NER, núm. 108).
- Lütkepohl, Helmut (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, Berlín.
- Mandelbrot, B. (1963), "The Variation of Certain Speculative Prices", *Journal of Business*, vol. 36, pp. 394-419.

Daniel Fernández

Suficiencia del capital y provisiones de la banca uruguaya por su exposición al sector industrial

I. INTRODUCCIÓN

Cuando presta dinero, un banco está expuesto a que el deudor no cumpla con los términos del préstamo, pudiendo dicho incumplimiento ocasionarle pérdidas patrimoniales. Estimar la probabilidad de incumplimiento así como el monto de la pérdida en caso del incumplimiento se vuelve relevante para el banquero. Cuando en lugar de un préstamo individual consideramos toda una cartera de préstamos de un banco, la tarea de estimación se vuelve más difícil. La distribución de probabilidad de pérdidas debe abarcar a toda la cartera, por lo que comienzan a operar las correlaciones entre las probabilidades de incumplimiento de cada crédito con el resto de créditos que conforman la cartera de préstamos del banco e incluso la presencia de factores externos que

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el estudio de D. Fernández, del Área de Supervisión de Riesgos de la Superintendencia de Servicios Financieros del Banco Central del Uruguay, presentado al Premio de Banca Central Rodrigo Gómez 2011. El autor agradece los valiosos comentarios del señor Adolfo Sarmiento. Los puntos de vista y opiniones que se vierten en el presente documento son de responsabilidad del autor y no reflejan necesariamente la posición del Banco Central del Uruguay. Correo electrónico: <daniel@bcu.gub.uy>.

podieran estar incidiendo en la cuantía de esa probabilidad, así como en los valores que asuman las correlaciones entre créditos. Al mismo tiempo un determinado importe de pérdidas pudiera ocurrir por el incumplimiento de un deudor o por el de varios, más pequeños, cuya suma de montos adeudados se iguale a la del primero.

En la gestión de una cartera de préstamos se vuelve relevante determinar los factores de riesgo que inciden en ella y evaluar el impacto en la mora que cambios en dichos factores pudieran provocar. Ante tales efectos es necesario estimar la contribución al riesgo de incobrabilidad de dichos factores, así como los grados de concentración en la exposición a los mismos. Esas concentraciones pueden determinar, a veces, que carteras muy atomizadas pero con gran exposición a un único factor de riesgo sean más riesgosas que carteras menos atomizadas pero con una mayor diversificación con relación a diversos factores. La gestión del riesgo de crédito de la cartera suele comenzarse a hacer sobre una base individual, por medio de información histórica y prospectiva de cada cliente para luego pasar a un segundo nivel en donde deben ser analizadas las distintas correlaciones entre las probabilidades de incumplimiento que puedan haber entre los distintos deudores, explicadas, en general, por las relaciones previas con distintos factores sistémicos. Son estas relaciones con factores de riesgo sistémico las que suelen explicar los aparentes contagios en los incumplimientos de los deudores cuando comienzan a ocurrir, los cuales se vuelven muy significativos durante crisis financieras. Estas situaciones suelen darse, por ejemplo, cuando la cartera está concentrada en préstamos concedidos a empresas que comparten el mismo giro, o que se encuentran localizadas en una misma región del país, o si bien, aun perteneciendo a distintos sectores, presentan en común la misma vulnerabilidad ante un factor. Entre estos posibles factores señalamos, por ejemplo, al tipo de cambio real, la situación económica de un país, el destino común de las exportaciones de los tomadores de crédito, los cambios en el ingreso de la población, el riesgo de tipo de cambio implícito (empresas que comercializan servicios o bienes no transables, generando ingresos en pesos y tomando préstamos en moneda extranjera), etcétera.

Es interés del supervisor que los bancos presenten adecuados niveles de provisiones por incobrabilidad que les permitan atender las pérdidas esperadas por incumplimientos de sus clientes y suficiente capital para absorber el exceso de pérdidas por encima de las esperadas, que en la literatura reciben el nombre de pérdidas inesperadas. El objetivo del presente trabajo es evaluar si el capital mínimo exigido a los bancos, también conocido como capital regulatorio, más los niveles de provisiones mantenidos por los bancos al 30 de junio del 2010 eran suficientes para soportar niveles de pérdidas por incobrabilidad significativas, asociadas a intervalos de confianza altos o, lo que es lo mismo, probabilidades de ocurrencia pequeñas y referidas a un determinado intervalo de tiempo. Estos importes reciben el nombre de valores en riesgo y se los suele identificar con el capital económico mínimo que una institución debe mantener como forma de asegurar su permanencia en el tiempo, la que en teoría se pondría en duda si se afrontaran pérdidas superiores a los referidos valores en riesgo.

En lo que refiere a la estructura del presente trabajo, en la sección II se presenta el marco teórico para la medición del riesgo de crédito, y en particular los paradigmas disponibles, los antecedentes analizados con relación a la realidad uruguaya y la metodología elegida para calcular la distribución de probabilidades de pérdidas de las carteras de créditos bancarios al sector industrial.

La sección III presenta las estimaciones de las distribuciones de probabilidad de pérdidas de las carteras bancarias de préstamos al sector industrial. En la misma se ilustra sobre las fuentes de información y se caracterizan las exposiciones al sector industrial por parte del sistema bancario abiertas por subsector. También se informa sobre cómo se calcularon las probabilidades de incumplimiento, cómo se determinaron las unidades de pérdidas a que refiere la metodología Creditrisk+, los factores de riesgo considerados para aplicar la versión más completa de la metodología y cómo se estimaron los ponderadores de cada uno de ellos, necesarios para obtener las probabilidades de incumplimiento condicionadas al ciclo económico. Por último se presentan los resultados obtenidos, para ambas versiones de Creditrisk+, abierta por banco y en

forma agregada y el correspondiente análisis de suficiencia de capital regulatorio y provisiones para el escenario presente y los que se obtuvieron de simular los mismos escenarios verificados en el primer decenio del siglo, como forma de evaluar la sensibilidad de las pérdidas por incobrabilidad respecto al ciclo económico.

En la sección IV se presentan el resumen y las conclusiones del trabajo con respecto al objetivo propuesto, a partir de los resultados obtenidos en cada una de las versiones de Creditrisk+, así como los que se extrajeron de la aplicación del ejercicio de simulación.

II. MARCO TEÓRICO

Una definición general del riesgo de crédito se refiere a la posibilidad de sufrir pérdidas si los clientes y contrapartidas, con las que el banco tiene contratadas operaciones, incumplen con los compromisos contractuales que han adquirido por falta de solvencia. Un banco asume riesgo de crédito en los diferentes negocios en los que opera; en la actividad de banca comercial, asume riesgo de crédito por los préstamos, líneas de crédito, garantías, avales, etc., que concede. En la actividad de tesorería, se asume riesgo de crédito por las posiciones (bonos, depósitos, acciones, adquisiciones temporales de activos, etc.) que se mantienen en el activo de su balance y por las posiciones en instrumentos derivados negociados en los mercados extrabursátiles: *forwards*, *swaps*, opciones, etc. Generan riesgo de crédito las operaciones del balance incluidas en el activo de una institución y las operaciones de fuera de balance que representan derechos de cobro en el presente o que pueden llegar a representarlos en momentos futuros del tiempo.

La definición de crédito o préstamo (también conocido como riesgo crediticio) comprende a la obligación que guarda una persona física o jurídica, residente o no residente, del sector financiero, no financiero o público, vinculada a una operación de crédito, ya sea en forma directa o contingente, como único titular o conjuntamente con otro u otros o como garante.

Para gestionar y controlar adecuadamente el riesgo crediticio,

es preciso encontrar la respuesta a las siguientes interrogantes:

- ¿Cuánto se perdería en cada una de las posiciones en caso de quiebra de las correspondientes contrapartes (exposiciones crediticias)?
- ¿Cuál es la pérdida crediticia esperada en cada una de las operaciones?
- ¿Cuáles son las máximas pérdidas crediticias estimadas de una cartera de operaciones con un nivel de probabilidad muy pequeño, conocidas en la jerga como pérdidas inesperadas?

Como se ha manifestado, la temática involucra el análisis de las pérdidas esperadas (las que se cubren con provisiones por incobrabilidad) y las pérdidas inesperadas (que se cubren con capital).

La exposición crediticia es el valor de la pérdida que se produciría en cierto momento si una contraparte se negara a cumplir sus obligaciones contractuales y no se recupera ninguna parte del valor de los contratos. La presencia de garantías reduce la exposición crediticia por el valor de mercado de las mismas. Asimismo, la exposición crediticia tiene un componente potencial que se refiere a cómo puede evolucionar la exposición crediticia actual dadas las características de cada operación y los cambios en las condiciones de mercado. Esta exposición crediticia potencial se modela si en cada instante futuro se obtiene una distribución de los posibles valores de la operación con su correspondiente probabilidad.

El capital debe cubrir la máxima pérdida estimada de valor de una cartera (pérdida inesperada). Dicha pérdida máxima debe determinarse con cierto nivel de confianza y durante cierto plazo.

El riesgo de crédito es un riesgo susceptible de modelarse, para lo que se requiere la estimación de cuatro variables, a saber:

- PD (*probability of default*): probabilidad de incumplimiento de un deudor en un horizonte temporal de un año.
- EAD (*exposure at default*): la exposición al momento de la quiebra (como monto, no porcentaje).

- LGD (*loss given default*): la pérdida dada la quiebra (EAD menos el importe que se pueda recuperar) como porcentaje de la exposición al momento de la quiebra.
- M (*maturity*): vencimiento de la deuda.

Las pérdidas esperadas (EL, *expected losses*) surgen de la siguiente expresión:

- Expresada en cantidades monetarias: $EL = PD * LGD * EAD$
- Expresada en porcentaje: $EL = PD * LGD$

No hay una definición estándar sobre lo que constituye un incumplimiento. Podrían ser utilizadas, a manera de ejemplos, las siguientes definiciones:

- Cuando se determina que un deudor improbablemente pague sus obligaciones de deuda, en cuanto al principal, intereses o gastos en su totalidad.
- Cuando ocurre un evento de pérdida asociada con cualquier obligación del deudor, tal como quita, previsión específica o reestructuración que involucre la quita o el aplazamiento del pago del principal, intereses o gastos.
- Cuando el deudor presenta un atraso superior a un determinado número de días (60 o 90 días) en cualquiera de sus obligaciones.
- Cuando el deudor presenta una declaratoria de quiebra.

La medida de pérdida en caso de incumplimiento dependerá entonces de la definición de incumplimiento adoptada. Muchas instancias de incumplimiento así definidas no resultarán en pérdidas efectivas. La definición de pérdida para calcular el LGD se vincula a una pérdida económica, para cuya medición será preciso tener en cuenta todos los factores relevantes, tales como quitas, costos directos e indirectos e importes de recuperación.

Paradigmas

En la actualidad los dos paradigmas más aceptados para la medición del riesgo de crédito son los modelos de valorar al precio del mercado y el modelo de impago. Ambos tienen en

común que requieren de una estimación de las probabilidades de impago y de la gravedad de las pérdidas dado el impago.

Con relación al primer paradigma, el marco teórico más conocido es el desarrollado por el banco de inversión JP Morgan llamado Creditmetrics, el cual modela las probabilidades de emigración entre las distintas calificaciones de riesgo de un préstamo de forma discreta. Cada calificación de riesgo tiene asociada una probabilidad de incumplimiento y la matriz de transición provee las probabilidades de que un deudor con una calificación dada emigre a otra calificación durante determinado periodo. Las pérdidas o ganancias probables por esta emigración se obtienen al comparar los valores presentes de los préstamos descontados a tasas de interés propias de cada calificación de riesgo. En ese sentido calificaciones peores utilizan tasas de descuento mayores y calificaciones mejores utilizan tasas de descuento menores por lo que un empeoramiento de la calificación produce una caída en el valor presente del préstamo. A estas pérdidas o ganancias (en el caso de emigrar hacia una mejor calificación de riesgo) se les agregan las pérdidas de aquellos créditos calificados en una categoría de incobrable. Dada la evidencia de un alto coeficiente de curtosis y de un mayor número de observaciones en los extremos para la distribución de resultados por cambios en las calidades crediticias de los deudores de una cartera, la distribución de probabilidad de pérdidas sólo se obtiene aplicando la simulación de Montecarlo, por lo que, en consecuencia, no se puede obtener la forma funcional de la distribución.

El paradigma del modelo de impago presenta un marco teórico distinto respecto del primero. En este marco un deudor sólo puede estar en uno de dos estados: al corriente con sus obligaciones o en impago. En este contexto las pérdidas que resulten sólo se deben a los incumplimientos del deudor. En este marco no se consideran, como en el paradigma anterior, las pérdidas resultantes del cambio en el valor de los créditos debido a la emigración de la calidad de los mismos. Este quizás sea el motivo de por qué el paradigma anterior deba descartarse para el caso uruguayo. Uruguay no tiene un mercado de títulos de deuda privada que permita construir estructuras temporales de tasas de interés para cada categoría

de riesgo crediticio. De esa forma, no se pueden estimar cambios en los valores presentes de las deudas como resultado de cambios en las categorías de riesgo que obliguen a cambiar las tasas de descuento por utilizar, porque como se señaló no se cuenta con esas tasas.

1. Antecedentes

Varios autores han analizado las exposiciones al riesgo de crédito por parte de instituciones de intermediación financiera en Uruguay.

Vallcorba y Delgado (2007) estudian los factores macroeconómicos determinantes de la morosidad bancaria en una economía altamente dolarizada como la uruguaya. Para el período 1989-2006, evalúan la presencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre la morosidad de los créditos en moneda extranjera y un conjunto de variables macroeconómicas relevantes. Aplicando técnicas econométricas de análisis de cointegración, estimaron la relación de largo plazo entre dichas variables, así como el mecanismo de ajuste a corto plazo de la razón de morosidad, para lo cual utilizaron un modelo uniecuacional con corrección de error (ECM).

Los resultados obtenidos mostraron una relación de equilibrio a largo plazo entre la morosidad y la variación de los salarios en dólares y las tasas de interés en dicha moneda. Concluyeron que, como era de esperar, un mayor nivel de salarios en dólares y un menor nivel de los tipos de interés se traducen, a largo plazo, en menores índices de morosidad.

A diferencia de lo que sucede en otros trabajos empíricos, en particular referidos a países desarrollados, en el caso de Uruguay la inclusión del PIB en la mencionada relación de cointegración da lugar a modelos con un ajuste inferior.

El trabajo referido se enmarca dentro del paradigma de modelo de impago ya que el alcance del trabajo se agotó en la identificación de los factores determinantes de la mora, es decir del estado de incumplimiento, y no en explicar la relación de esos determinantes con las variaciones en los valores actuales de los préstamos como resultado de cambios en su calidad crediticia. Las variables consideradas para la estimación de la relación de largo plazo entre las mismas y el índice de morosidad fueron una referencia obligada en el presente

trabajo para identificar los factores de riesgo determinantes de las probabilidades de incumplimiento, necesarios para el desarrollo de la versión más completa de la metodología elegida. Desde la óptica del supervisor bancario resulta relevante conocer los factores determinantes de la mora para estar en condiciones de elaborar indicadores de alerta temprana que le permitan mitigar los impactos negativos que movimientos adversos a esos determinantes pudieran tener en la solvencia de los bancos. No obstante, dicho conocimiento no resulta suficiente para evaluar la suficiencia del capital y las provisiones. El paso de los factores determinantes de la mora a una distribución de pérdidas por incobrabilidad no es automático. Es necesaria la aplicación de un modelo o una metodología particular que permita estimar la referida distribución.

Rodríguez Dupuy (2007) presentó al método IRB, propuesto por el acuerdo de capital del Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (conocido como Basilea II) como un avance importante en lo que tiene que ver con la medición del riesgo de crédito y la adecuación de los requerimientos de capital económico de los bancos. Este modelo fue comparado con una estimación no paramétrica estimada por la autora llamada *bootstrap* que provee de una medida empírica de las pérdidas de la cartera. La principal ventaja de este método es que no se requiere realizar hipótesis sobre la forma que adopta la distribución por estimar.

La autora concluyó que el método IRB parece sobreestimar en algunos casos la medida de pérdida inesperada de las carteras. En función de los resultados obtenidos, recomienda suavizar la función del IRB que establece tanto la probabilidad de incumplimiento como el requerimiento de capital, incorporando modificaciones que reflejen las características observadas en la economía uruguaya. Estas suavizaciones deberían incluir la modificación de los coeficientes de correlación y un nivel de confianza menor al 99.9% sugerido en el método IRB, el cual parece resultar muy alto. La aplicación del método de estimación no paramétrico también puede resultar de utilidad cuando se analiza la aplicación de un IRB suavizado como medida del requerimiento de capital, ya que sirve como forma de calibrar los parámetros para que los mismos reflejen la realidad del sistema financiero uruguayo.

Las correlaciones entre los activos podrían estimarse mediante estos procedimientos, para luego ser utilizados en las funciones ponderadoras de riesgo.

El trabajo en cuestión también se enmarca dentro del paradigma de modelo de impago, brindando un enfoque distinto al análisis del riesgo de crédito. Mientras el trabajo de Vallcorba y Delgado se centró en la identificación de los factores determinantes de la mora y su relación a largo plazo, Rodríguez Dupuy no analiza tales factores sino que trabaja directamente en la estimación de distribuciones de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad, aplicando a tales efectos el modelo IRB recomendado por Basilea II y procediendo a su evaluación mediante contraste con la aplicación de un modelo no paramétrico alternativo. Como se señaló, el contraste con el modelo no paramétrico utilizado le permite a la autora recomendar flexibilizar los parámetros del modelo IRB para su aplicación a la realidad uruguaya. Para la evaluación de la suficiencia de capital y provisiones el aporte de este trabajo es más útil que el anterior. Sin embargo, como se señaló no brinda luz sobre los factores determinantes y aunque el método no paramétrico se enmarca dentro de lo posible, por su proceso de construir distribuciones de frecuencias de incumplimientos a partir de un número considerable de extracciones aleatorias de muestras del universo de eventos pasados de cumplimiento-incumplimiento de créditos, los resultados obtenidos promedian eventos que provienen de distintas fases del ciclo económico, sin posibilidad de construir una distribución de probabilidad que esté condicionada a la fase del ciclo en la que se encuentre la economía.

Un último trabajo fue realizado por Fernández y Soares Netto, con el objetivo de evaluar durante el periodo 2000-2006 la suficiencia del capital y de las provisiones por incobrabilidad asignados por las instituciones bancarias a sus carteras de créditos corporativos, por medio del cálculo de valores en riesgo (VaR), que son una estimación de las pérdidas esperadas e inesperadas resultantes de las exposiciones asumidas.

Para el cálculo de los VaR se empleó la metodología de capital y riesgo de crédito en países emergentes (CRCE) con algunas mejoras. Este modelo, propuesto por Javier Márquez

Diez-Canedo, del Banco de México, supone que están dadas las probabilidades de incumplimientos de los créditos y sus covarianzas. La forma funcional de la distribución de pérdidas se obtiene con el supuesto de que la misma puede caracterizarse por dos parámetros: la media y la varianza. Las probabilidades de incumplimiento (PD) se estimaron por máxima verosimilitud, es decir, como probabilidad de incumplimiento de cada categoría de calificación de crédito al comienzo de cada año se tomó la tasa de incumplimiento efectiva al final del año. La misma se define como la razón entre el número de créditos vigentes al comienzo de cada año que al final del mismo figuraban como vencidos o castigados en la información a la Central de Riesgos y que un año después no recuperaron el estado de vigente ni fueron cancelados, sobre el número total de créditos vigentes al comienzo del año. La metodología se enmarca dentro del paradigma del modelo de impago y al igual que en el trabajo de Rodríguez Dupuy no se establece ninguna relación entre la probabilidad de incumplimiento y sus factores determinantes, ni se formula ninguna consideración con respecto a estos posibles determinantes, ni a los vínculos entre el ciclo económico y las pérdidas por incobrabilidad.

Entre las principales conclusiones del trabajo se destacan:

- El sistema bancario considerado en promedio, dispuso de suficiente capital y provisiones por incobrabilidad para hacer frente a los riesgos de crédito asumidos, con un margen más exiguo para el año 2002.
- La conclusión de suficiencia del capital real y provisiones se hace extensiva al capital regulatorio, si el mismo es considerado en sustitución del capital real, hecho que le daría sustento a su carácter prudencial.
- No obstante, las provisiones por incobrabilidad, con relación a las pérdidas esperadas, demostraron tener un comportamiento contracíclico, con una tendencia decreciente en los años 2000 al 2002, cuando las segundas presentaron una tendencia de signo opuesto.
- El análisis de sensibilidad efectuado sobre la tasa de recuperación de garantías permitió concluir que el sistema bancario se presenta más sensible a dicha variable cuando

el análisis se hace por instituciones individuales que cuando se considera al mismo en forma agregada.

- La concentración del VaR en el sistema bancario así como la concentración de los riesgos presentaron una tendencia creciente.

Los dos últimos trabajos reseñados llegan a distribuciones de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad que se enmarcan en el segundo paradigma de modelo de impago, confirmando la imposibilidad de adoptar un modelo de valorar al precio del mercado. Al no disponerse de las estructuras temporales de tasas de interés correspondientes para cada calificación crediticia no se pueden calcular variaciones en los valores presentes de préstamos resultantes de cambios en sus calidades crediticias.

El valor que aporta este trabajo, con relación a los antecedentes reseñados, se resume en el hecho de conjuntar en un único estudio los factores determinantes del riesgo de incumplimiento con distribuciones de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad, con el objeto de llegar a una evaluación más rigurosa de la suficiencia del capital regulatorio y de las provisiones por incobrabilidad de los bancos. Al mismo tiempo, y no menos importante, se evaluará la sensibilidad entre el ciclo económico y las pérdidas por incobrabilidad de los bancos. A efectos de cumplir con los objetivos propuestos se aplica una metodología distinta a la vista en los trabajos anteriores que se complementará con un ejercicio de simulación histórica.

2. La metodología del presente trabajo: Creditrisk+

En el presente trabajo se adoptó como marco teórico el que se conoce como modelo de impago, y se aplicó una de sus metodologías más conocida: Creditrisk+, elaborada por Credit Suisse Financial Products (CSFP) en 1997. Como se señaló, esta metodología, al pertenecer al referido marco teórico, no permite evaluar los cambios en el valor de una cartera como consecuencia de variaciones en la calidad crediticia de los deudores que lo componen, lo que podría ser considerado como una desventaja con respecto a la metodología Creditmetrics. Sin embargo, la gran ventaja de Creditrisk+ es

que, de cumplirse los supuestos en que se basa, permite llegar a la forma funcional de la distribución de pérdidas, sin necesidad de recurrir a la simulación de Montecarlo, como única alternativa ofrecida por Creditmetrics para obtener la distribución de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad.

Creditrisk+ parte del concepto de que la pérdida por incumplimiento surge de la combinación de dos elementos: la frecuencia de incumplimientos y la gravedad de los mismos. Su piedra angular es el conjunto de probabilidades individuales de impago de los créditos en la cartera, los que serán propios de cada calificación de riesgo (es decir todos los deudores con la misma calificación tendrán la misma probabilidad de incumplimiento).

a) Versión más simple de Creditrisk+

En su versión más simple Creditrisk+ supone que las probabilidades de impago son siempre pequeñas, independientes (correlación igual a 0) y constantes en el tiempo. El número de incumplimientos en la cartera se puede explicar por una distribución de probabilidad de Poisson. Obtenida la distribución del número de incumplimientos se elige una unidad de pérdida L , útil para construir bandas v_j definidas como múltiplos de esa unidad de pérdida. Los créditos netos de sus recuperaciones se agrupan, redondeo mediante, en dichas bandas, donde los montos de pérdida, en caso de verificarse incumplimientos, son iguales para todos los créditos ubicados en la misma banda. Conforme a estos supuestos se puede determinar la distribución de pérdidas por incobrabilidad de una cartera de préstamos mediante una función generadora de probabilidades (FGP) y de un proceso numérico de recursión.

En seguida se presenta la versión más simple de la metodología.

- 1) Estimación de las PD constantes de cada deudor.
- 2) Se recurre a la función generadora de probabilidades (FGP), la que se transcribe a continuación.

$$F(s) = \sum_{n=0}^{\infty} \text{Prob}(n \text{ incumplimientos}) \times s^n ,$$

donde s es una variable auxiliar, sin significado alguno, excepto el de que su exponente, en cada sumando, indica el número de incumplimientos de deudores y el coeficiente que la precede señala la probabilidad de ocurrencia de ese número de incumplimientos.

- 3) Para un deudor individual i la FGP es la siguiente:

$$F_i(s) = (1 - p_i)s^0 + p_i s^1 = 1 + p_i(s-1).$$

- 4) Considerando que los eventos de pérdida son independientes, la FGP de toda la cartera es:

$$F(s) = \prod_{i=1}^N F_i(s) = \prod_{i=1}^N [1 + p_i(s-1)].$$

- 5) Aplicando logaritmos y dado el supuesto de que la p_i es pequeña se cumple que $\ln[1 + p_i(s-1)] \approx p_i(s-1)$, la FGP queda expresada como: $F(s) = e^{\mu(s-1)}$ la que expandida según la serie de Taylor queda como $F(s) = \sum_{n=0}^{\infty} \frac{1}{n!} \mu^n e^{-\mu} s^n$, donde se observa que las probabilidades del número de incumplimientos se distribuyen conforme a Poisson.

Distribución de pérdidas por incumplimientos

- 6) La FGP del número de incumplimientos (n) de cada banda v_j es igual a la FGP de pérdidas equivalentes a $n \times v_j$, la que se transcribe a continuación:

$$G_j(S) = e^{\mu_j(s^{v_j}-1)} \text{ donde } \mu_j = \sum_{\{i/v_i=v_j\}} p_i.$$

- 7) La FGP de las pérdidas de la cartera se obtiene como el pro-

ducto de las FGP de las bandas: $G(S) = e^{\sum_{j=1}^m \mu_j(s^{v_j}-1)}$ y los coeficientes de cada S^n de la expansión de Taylor son las probabilidades de que se pierdan n unidades de L , que surgen de la siguiente expresión:

$$P_n(L) = \frac{1}{n!} \left. \frac{d^n G(S)}{dS^n} \right|_{S=0}.$$

- 8) Para obtener las probabilidades del numeral anterior se dispone de una forma recursiva que se transcribe a

continuación:

$$P_n(L) = \sum_{\{j/v_j \leq n\}} \frac{\varepsilon_j}{n} P_{n-v_j}(L) = \frac{1}{n} \sum_{\{j/v_j \leq n\}} \varepsilon_j P_{n-v_j}(L); n = 1, 2, 3, \dots, x$$

donde $\varepsilon_j = \mu_j \times v_j$ y donde $P_0(L) = e^{-\mu}$; $\mu = \sum_{j=1}^m \mu_j$.

b) Versión más completa de Creditrisk+

La versión más completa de la metodología supone que las probabilidades de impago son variables en el tiempo y se pueden explicar por una suma ponderada de “K factores de riesgo”, que se distribuyen de acuerdo con distribuciones Gamma independientes con media unitaria y varianza σK . Los ponderadores son propios de cada calificación de riesgo y compartidos por todos los deudores que tienen la misma calificación. Condicionados a estos factores se supone que los incumplimientos de los deudores individuales se comportan como ensayos de Bernoulli independientes. Las correlaciones de probabilidades de impago entre deudores están implícitas en las variaciones de los factores de riesgo. Los movimientos en el mismo sentido de los eventos de impago para deudores que tienen distintas calificaciones, que se podrían aceptar como evidencia de correlación positiva, así como las variaciones en el número anual de incumplimientos para una población de créditos que comparten la misma calificación de riesgo (evidencia de que las probabilidades de incumplimiento no son constantes), sólo se explican por cambios en esos factores de riesgo que hacen aumentar o disminuir al mismo tiempo las probabilidades de incumplimiento de los deudores. Las magnitudes de dichas variaciones dependerán de las contribuciones de los factores de riesgo a dichas probabilidades, las que como se mencionó son propias de cada calificación de riesgo. Es decir, operado un cambio en un factor de riesgo con su consecuente cambio en la probabilidad de incumplimiento de todos los créditos afectados por ese mismo factor, los eventos de incumplimiento de deudores se consideran independientes.

Cuando se introducen probabilidades de incumplimiento explicadas por factores de riesgo que tienen una distribución

Gamma independiente, el supuesto de la distribución de Poisson para el número de incumplimientos, visto en la versión más simple de la metodología, deja paso a otra distribución de probabilidad para modelar el número de incumplimientos: la distribución binomial negativa. Obtenida la distribución del número de incumplimientos, al igual que para la versión simple se elige una unidad de pérdida, útil para construir bandas definidas como múltiplos de esa unidad de pérdida. Los créditos netos de sus recuperaciones se agrupan en dichas bandas, donde las pérdidas por incumplimientos son iguales para todos los créditos ubicados en la misma banda. De esta forma se obtiene la función generadora de la probabilidad de pérdidas y mediante un proceso numérico de recursión, distinto al visto en la versión más simple, se obtiene la distribución de probabilidad de pérdidas.

Las variables macroeconómicas que en general se incluyen como factores explicativos suelen estar entre las siguientes: tasa de variación real del producto bruto interno (PIB), precios de los productos básicos, algún índice de salarios, tasa de desempleo, tipo de cambio real, tasas de interés (nominales o reales) y, en ciertos casos, alguna medida de expectativas.

La versión más completa de Creditrisk+ que torna variable la probabilidad de incumplimiento, en función de las variaciones que puedan experimentar los factores de riesgo, se ajustaría más a la realidad en donde se observa que las pérdidas por incobrabilidad no suelen ser constantes año con año y que en general están muy ligadas a la fase del ciclo económico por la que esté atravesando la economía. En épocas de auge las pérdidas suelen ser pequeñas, e incluso, a veces, menores que las propias previsiones de incobrabilidad que se constituyen, mientras que en épocas de recesión las pérdidas por incobrabilidad suelen incrementarse significativamente. Es en estas distintas fases cuando se observan cambios en los factores explicativos que podrían estar anticipando esos cambios en las pérdidas por incobrabilidad. La metodología permite estimar la distribución de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad condicionada a la fase del ciclo económico, útil para situaciones de crisis sistémica (en donde, a partir de la misma distribución se obtiene el máximo monto de pérdidas por sufrir para un determinado intervalo de

confianza) o incluso la distribución de probabilidad incondicional.

A continuación, y al igual que para la versión simple, se presenta la versión más acabada de la metodología.

- 9) Se estiman las probabilidades de incumplimiento variables condicionadas a k factores de riesgo x :

$$P_i(x) = \bar{P}_{c(i)} \sum_{k=1}^K x_k w_{c(i),k}; \sum w_{c(i),k} = 1; w_{c(i),k} \geq 0 \quad \forall i, k.$$

Las $\bar{P}_{c(i)}$ son las PD constantes de cada deudor en función de su calificación de riesgo ya estimadas en la versión más simple. En esta primera etapa se deben identificar factores de riesgo x y sus ponderadores w para cada calificación de riesgo.

- 10) Se obtiene la FGP del número de incumplimientos de la cartera condicionada a los factores de riesgo, cuya expresión es:

$$F(s/x) = e^{\mu(x)[s-1]} \quad , \quad \text{donde } \mu(x) = \sum_i p_i(x).$$

- 11) Integrando la expresión anterior respecto a los factores x se obtiene la FGP del número de incumplimientos incondicional. En el proceso se hace un cambio de variable.

$$F(s) = \prod_k \left[\frac{1 - \theta_k}{1 - \theta_k s} \right]^{\frac{1}{\sigma_k^2}} \quad \text{donde } \theta_k = \frac{\sigma_k^2 \mu_k}{(1 + \sigma_k^2 \mu_k)} \quad \text{y } \mu_k = \sum_i w_{c(i),k} \bar{P}_{c(i)}$$

siendo σ_k^2 la varianza de cada factor de riesgo.

Entonces la FGP es un producto de FGP binomiales negativas.

- 12) Introduciendo nuevamente a las bandas v_i , se obtiene la FGP de pérdidas por incumplimientos condicionadas a los factores x , cuya expresión final es:

$$G(s/x) = e^{\left[\sum_{k=1}^K x_k \sum_i \bar{P}_{c(i)} w_{c(i),k} [s^{v_i} - 1] \right]}.$$

- 13) Integrando sobre x y haciendo un poco de álgebra se obtiene la FGP incondicional de la distribución de pérdidas por incumplimiento.

$$G(s) = \prod_{k=1}^K \left[\frac{1 - \theta_k}{1 - \theta_k \pi_k(s)} \right]^{\frac{1}{\sigma_k^2}},$$

$$\text{donde } \pi_k(s) = \frac{1}{\mu_k} \sum_i w_{c(i),k} \bar{p}_{c(i)} s^{v_i}; \quad \theta_k = \frac{\sigma_k^2 \mu_k}{(1 + \sigma_k^2 \mu_k)} \mu_k = \sum_i w_{c(i),k} \bar{p}_{c(i)}.$$

14) Por último para conocer la probabilidad de perder n unidades L se debe obtener la serie de potencias de la expresión del numeral anterior:

$$G(s) = \sum_{n=0}^{\infty} R_n s^n$$

Si se hace la derivada logarítmica de la expresión del numeral anterior se llega a:

$$\frac{d}{ds} \log G(s) = \frac{1}{G(s)} \frac{dG(s)}{ds} = \frac{A(s)}{B(s)} = \frac{a_0 + a_1 s + a_2 s^2 + \dots + a_r s^r}{b_0 + b_1 s + b_2 s^2 + \dots + b_t s^t}.$$

Entonces, los coeficientes de la serie de potencias se obtienen de acuerdo a la siguiente forma recursiva:

$$R_{n+1} = \frac{1}{b_0(n+1)} \left(\sum_{i=0}^{\min(r,n)} a_i R_{n-i} - \sum_{j=0}^{\min(t-1,n-1)} b_{j+1} (n-j) R_{n-j} \right)$$

con $R_0 = \prod_{k=1}^K (1 - \theta_k)^{\frac{1}{\sigma_k^2}}$. R_{n-1} es la probabilidad de perder $n+1$ unidades L .

Entre las ventajas de Creditrisk+ se señala que es una metodología que no ofrece complicaciones para aplicar, que en su versión más sencilla sólo requiere que la cartera esté calificada, se cuente con probabilidades de impago asociadas a las calificaciones y alguna estimación sobre tasas de recuperación. En la versión más completa se necesita identificar los factores determinantes de las probabilidades de impago así como sus ponderadores, siendo estos últimos propios de cada calificación de riesgo.

Los dos aspectos más cuestionados de esta metodología son que: es difícil que el supuesto de la distribución gamma pueda ajustarse al comportamiento de todos los factores determinantes de las probabilidades de impago, tanto teórica como

empíricamente, y el supuesto de la aproximación de Poisson para el número de incumplimientos, que establece:

$$\ln[1 + p_i(s-1)] \approx p_i(s-1),$$

ya que el problema con esta aproximación es que a medida que aumenta la probabilidad de incumplimiento, se hace cada vez más probable que el mismo crédito incumpla más de una vez en el mismo periodo, lo que es absurdo y conduce a una cola de la distribución más pesada de lo que realmente es (con un mayor número de observaciones en los extremos). Sin embargo, para probabilidades pequeñas el error es despreciable.

La metodología sólo considera factores de riesgo sistémicos para explicar las variaciones en las probabilidades de incumplimiento, por lo que no toma en cuenta, en forma directa, variables propias de cada deudor (riesgo idiosincrásico). Sin embargo, el peso de estas últimas estaría recogido en la propia calificación asignada a cada deudor. En las carteras que se consideraran para este trabajo las calificaciones de riesgo provienen de criterios banco-centralistas, los que obligan a calificar a cada deudor en función de su situación.

Por último, si la unidad de pérdida elegida es pequeña para la obtención de la distribución de probabilidades de pérdida se paga un precio muy grande en cuanto al número de operaciones matemáticas que hay que realizar. Si se elige una unidad de pérdida mayor se disminuye el número de operaciones pero se pierde en precisión de la distribución con la posible aparición de jorobas relativamente pronunciadas. De todas formas, mediante aproximaciones sucesivas se podría elegir aquella unidad de medida que logre el adecuado equilibrio entre el número de operaciones matemáticas por realizar y la forma de la distribución.

III. ESTIMACIÓN DE LAS DISTRIBUCIONES DE PROBABILIDAD DE PÉRDIDAS DEL SISTEMA BANCARIO

1. Reseña metodológica y datos

a) Fuentes de información

De acuerdo al artículo núm. 331 literal a) de la Recopilación

de Normas de Regulación y Control del sistema Financiero del Banco Central del Uruguay (RNRCFSF) los bancos deben proporcionar en forma mensual a la Superintendencia de Servicios Financieros información de sus riesgos, incluyendo el resultado de la clasificación de la calidad crediticia de los mismos. Entre estos se informa la totalidad de los deudores que tengan créditos registrados en las cuentas de créditos en gestión, créditos morosos o créditos castigados.

De este modo ha sido posible extraer información de la Central de Riesgos sobre créditos concedidos al sector industrial, correspondiente al periodo del 2000 a junio del 2010 por deudor o garante, con saldos adeudados al inicio y al final de los trimestres del periodo considerado, sus clasificaciones de riesgos, las garantías que se vinculan con los saldos adeudados y su condición de haber sido castigados o de haberse cancelado su importe.

b) Exposiciones

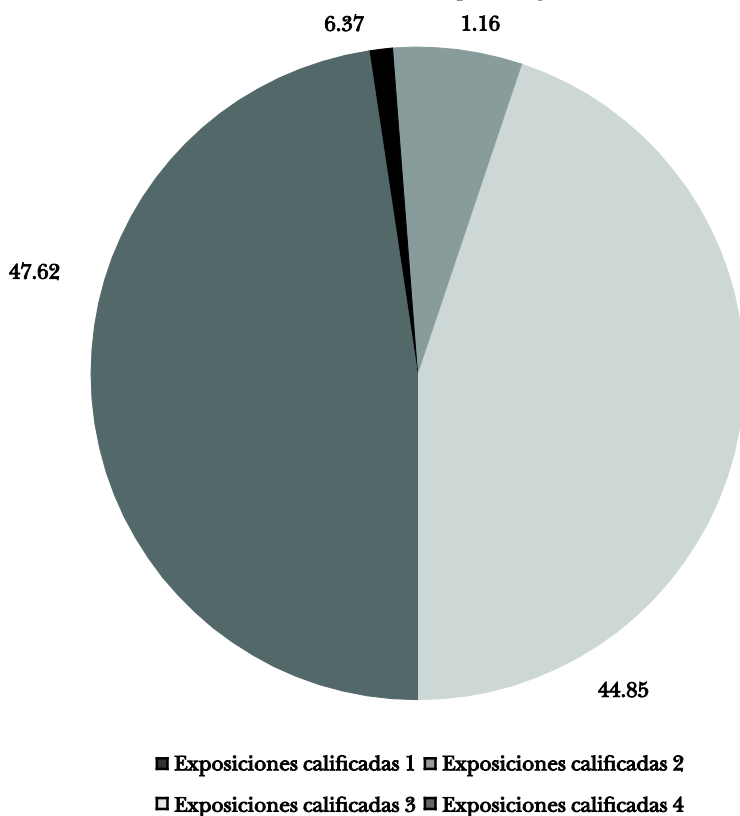
Los bancos que al 30 de junio del 2010 mantenían exposiciones crediticias con el sector industrial eran 12. El total de cartera expuesta de cada banco se obtuvo considerando el importe de las deudas brutas a las que se les restó las coberturas o garantías asociadas. Para el cálculo de estas últimas se consideró que el importe recuperado de las garantías hipotecarias equivale al 80% del valor de tasación del inmueble con un tope del 100% del crédito cubierto. El resto de garantías computables (mayoritariamente garantías líquidas) fueron tomadas por el 100% de su valor, con el mismo tope del 100% del crédito cubierto.

CUADRO 1. MONTOS DE EXPOSICIONES POR CRÉDITOS CONCEDIDOS AL SECTOR INDUSTRIAL POR EL SISTEMA BANCARIO DESGLOSADOS POR CALIFICACIÓN DE RIESGO CREDITICIO

	<i>Miles de dólares</i>
Exposiciones calificadas 1	383,629
Exposiciones calificadas 2	407,330
Exposiciones calificadas 3	54,490
Exposiciones calificadas 4	9,932
<i>Total</i>	<i>855,381</i>

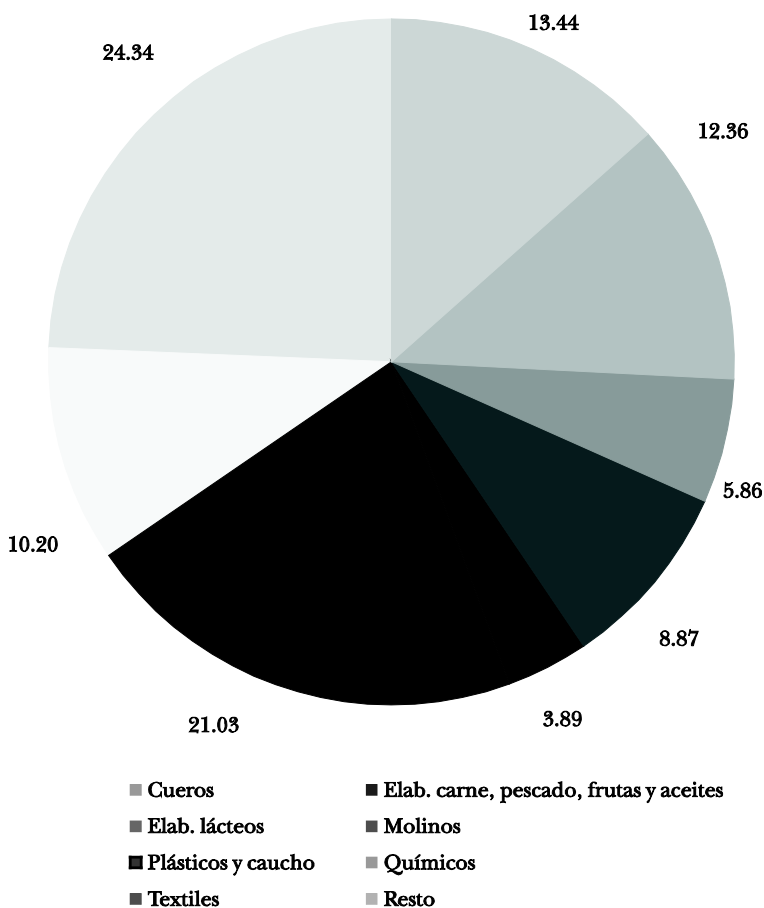
El total de exposiciones por créditos al sector industrial del sistema bancario al 30 de junio de 2010 ascendió a 855.4 millones de dólares y su apertura por calificación de riesgo crediticio se expone en el cuadro 1 y la gráfica I. De su análisis se observa que el 92% del monto total de exposiciones corresponden a créditos con calificaciones 1 y 2.

GRÁFICA I. CARTERA TOTAL DE EXPOSICIONES POR CRÉDITOS CONCEDIDOS AL SECTOR INDUSTRIAL POR EL SISTEMA BANCARIO ABIERTA POR CALIFICACIÓN DE RIESGO CREDITICIO (en porcentajes)



La apertura del monto total de exposiciones por sector de actividad se presenta en el cuadro 2 y la gráfica II. De su análisis se observa que los sectores con mayor participación son el de Químicos y el de Cueros con el 21.03% y el 13.44% respectivamente, y el sector con menor participación es el de Plásticos y Caucho con un 3.89% del total.

GRÁFICA II. CARTERA TOTAL DE EXPOSICIONES POR CRÉDITOS CONCEDIDOS AL SECTOR INDUSTRIAL POR EL SISTEMA BANCARIO ABIERTA POR SECTOR DE ACTIVIDAD (en porcentajes)



CUADRO 2. MONTOS DE EXPOSICIONES POR CRÉDITOS CONCEDIDOS AL SECTOR INDUSTRIAL POR EL SISTEMA BANCARIO DESGLOSADOS POR SECTOR DE ACTIVIDAD

<i>Sector de actividad</i>	<i>Miles de dólares</i>
Cueros	114,968
Elaboración de carne, pescado, frutas y aceites	105,720
Elaboración de lácteos	50,135
Molinos	75,904
Plásticos y caucho	33,304
Químicos	179,899
Textiles	87,287
Resto	208,164
<i>Total</i>	<i>855,381</i>

*c) Estimación de las probabilidades de incumplimientos (PD)
de las calificaciones de riesgo crediticio*

Previo al 1 de abril de 2006 las calificaciones de riesgo crediticio definidas por el Banco Central del Uruguay para los deudores del sector no financiero y ordenadas de menor a mayor probabilidad de incumplimiento eran:

- 1) Deudores de riesgo normal
- 2) Deudores de riesgo potencial
- 3) Deudores de riesgo real
- 4) Deudores de alto riesgo
- 5) Deudores irrecuperables

Cada calificación establecía las condiciones que el deudor debía cumplir para que se le asignara dicha calificación, que en general se referían a su solvencia, generación de flujos, antecedentes de cumplimiento, rentabilidad y estructura de financiamiento. Asimismo, cada calificación tenía asociado un porcentaje de provisión por incobrabilidad por constituir sobre los saldos brutos netos de garantías computables.

Los riesgos calificados con 5 se excluyeron de las carteras de préstamos analizadas ya que se asume que representan pérdidas por incobrabilidad ya materializadas.

A partir del 1 de abril del 2006 las categorías definidas por el Banco Central del Uruguay (BCU) para los deudores del sector no financiero son:

- 1A) Operaciones con garantías autoliquidables admitidas
- 1C) Deudores con capacidad de pago fuerte
- 2A) Deudores con capacidad de pago adecuada
- 2B) Deudores con capacidad de pago con problemas potenciales
- 3) Deudores con capacidad de pago comprometida
- 4) Deudores con capacidad de pago muy comprometida
- 5) Deudores irrecuperables

Para empalmar las series históricas de incumplimientos

entre ambas escalas de calificaciones, los créditos 1C fueron tomados como si estuvieran calificados 1 y a los créditos 2A y 2B se les asignó la anterior calificación 2. Los créditos calificados 3 y 4 de la anterior escala se asimilaron con los créditos 3 y 4 del nuevo modelo. Los criterios seguidos para tales efectos surgieron de la comparación de los conceptos enunciados para definir cada calificación en ambas escalas, así como de la consideración de los importes mínimos de previsión relacionados. La calificación 1A no fue tomada en cuenta en virtud de considerarse que los créditos con dicha calificación no revisten riesgo de contraparte.

Las probabilidades de incumplimiento (PD) se estimaron para cada una de las calificaciones de riesgo crediticio por máxima verosimilitud, utilizando los números de incumplimientos trimestrales de deudores del sector industrial verificados en todo el sistema financiero de diciembre de 1999 al mismo mes del 2009. Se consideró que configuraban incumplimientos aquellos créditos vigentes al comienzo de cada trimestre que al final del mismo figuraban entre los informados a la Central de Riesgos como vencidos o castigados y que un trimestre después no habían recuperado el estado de vigente ni fueron cancelados. Como no se dispuso de la apertura de la calificación original de riesgo crediticio de los créditos vencidos o castigados durante cada trimestre que al trimestre siguiente fueron cancelados o recuperaron la condición de vigente, se procedió a su prorrateo según el número de créditos que por categoría de riesgo crediticio pasaron de vigentes a vencidos en el trimestre previo entre los créditos calificados 1, 2 y 3.

Por cada calificación de riesgo crediticio se define a la tasa de incumplimiento trimestral como la razón entre el número de créditos que incumplieron en el trimestre entre el número total de créditos vigentes al comienzo del trimestre. De esa forma tenemos que:

$$\pi_{t,c(i)} = \frac{k_{t,c(i)}}{N_{t-1,c(i)}},$$

donde $\pi_{t,c(i)}$ es la tasa de incumplimiento de la calificación i para el trimestre t ; $k_{t,c(i)}$ es el número de créditos con calificación i que incumplieron en el trimestre t ; y, $N_{t-1,c(i)}$ es el

número de créditos vigentes al comienzo del trimestre con calificación i .

Se supone que todos los créditos que comparten la misma calificación de riesgo tienen la misma probabilidad de incumplir a la que denominaremos $p_{c(i)}$. Los eventos de incumplimiento son típicos eventos Bernoulli por lo que la variable aleatoria *número de incumplimientos* se modela mediante la siguiente distribución binomial:

$$\Pr \left\{ \text{número de incumplimientos} = k_{t,c(i)}; p_{c(i)} \right\} = \binom{N_{t-1,c(i)}}{k_{t,c(i)}} p_{c(i)}^{k_{t,c(i)}} (1 - p_{c(i)})^{(N_{t-1,c(i)} - k_{t,c(i)})}; \quad t = 1, 2, \dots, T.$$

Si los eventos son independientes de un periodo a otro el estimador máximo verosímil de $p_{c(i)}$ se obtiene de maximizar la probabilidad de que se haya observado la sucesión de $\pi_{1,c(i)}, \pi_{2,c(i)}, \dots, \pi_{n,c(i)}$, es decir:

$$\text{Max}_{p_{c(i)}} \Pr \left\{ k_{1,c(i)}, k_{2,c(i)}, \dots, k_{n,c(i)}; p_{c(i)} \right\} = \text{Max}_{p_{c(i)}} \prod_{t=1}^T \binom{N_{t-1,c(i)}}{k_{t,c(i)}} p_{c(i)}^{k_{t,c(i)}} (1 - p_{c(i)})^{(N_{t-1,c(i)} - k_{t,c(i)})}.$$

Si definimos $r = \sum_{t=1}^T k_{t,c(i)}$ y $s = \sum_{t=1}^T (N_{t-1,c(i)} - k_{t,c(i)})$. Como $\binom{N_{t-1,c(i)}}{k_{t,c(i)}}$ son constantes, la probabilidad $p_{c(i)}$ que maximiza la expresión anterior es la misma que maximiza la siguiente expresión:

$$\text{Max } p_{c(i)}^r (1 - p_{c(i)})^s.$$

Si se deriva e iguala a cero se obtiene la siguiente expresión:

$$p_{c(i)}^{r-1} (1 - p_{c(i)})^{s-1} [r(1 - p_{c(i)}) - sp_{c(i)}] = 0,$$

siendo la solución de interés:

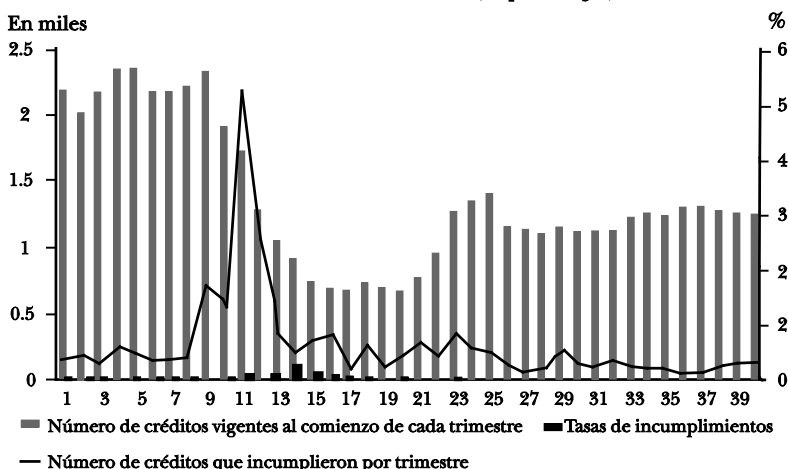
$$r(1 - p_{c(i)}) - sp_{c(i)} = 0,$$

es decir

$$p_{c(i)} = \frac{r}{r+s} = \frac{\sum_{t=1}^T k_{t,c(i)}}{\sum_{t=1}^T N_{t-1,c(i)}}.$$

Es decir, las probabilidades de incumplimiento se estiman como el cociente de la suma de incumplimientos trimestrales verificados durante el periodo 2000-2009 entre la suma de créditos vigentes al comienzo de cada trimestre del mismo periodo.

GRÁFICA III. NÚMERO DE CREDITOS VIGENTES CALIFICADOS COMO UNO, CONCEDIDOS AL SECTOR INDUSTRIAL POR EL SISTEMA FINANCIERO AL INICIO DE CADA TRIMESTRE, PERIODO 2000-2009, NÚMERO DE INCUMPLIMIENTOS TRIMESTRALES Y TASAS DE INCUMPLIMIENTOS (en porcentajes)

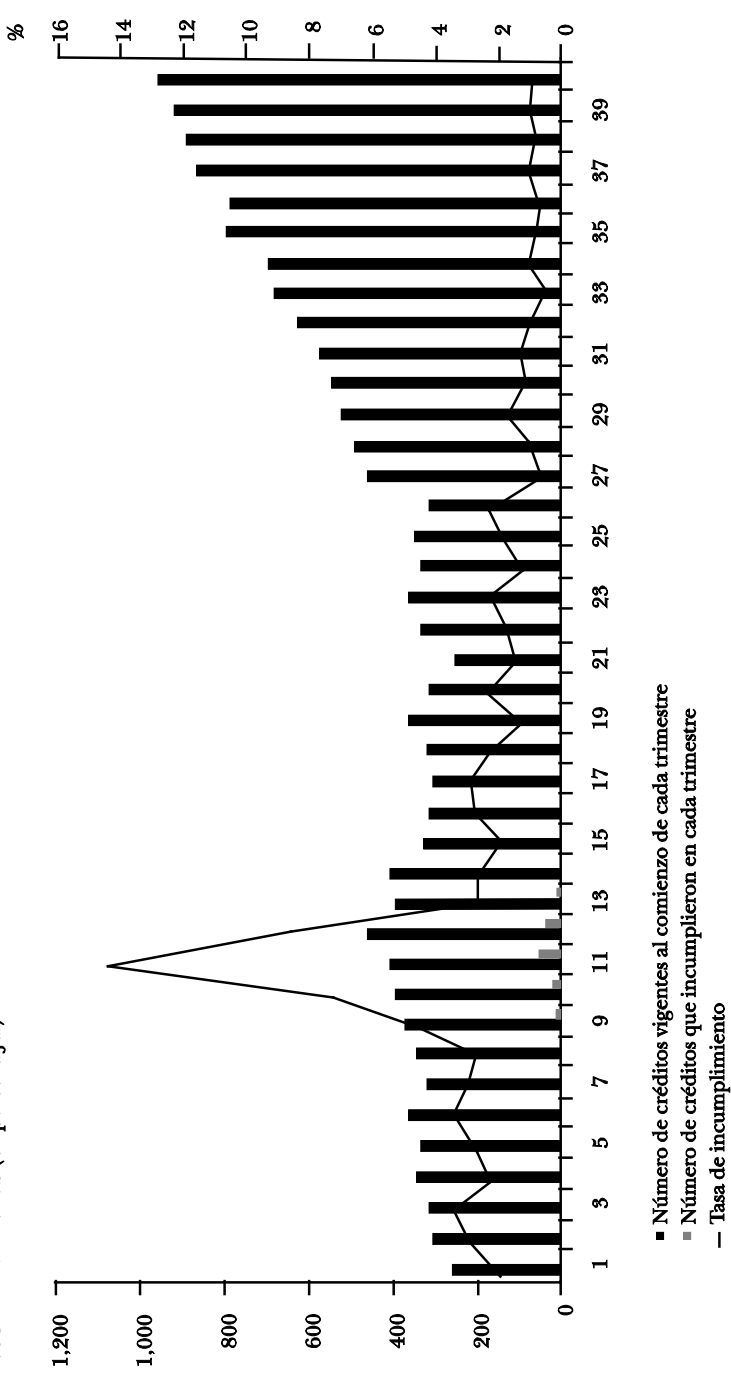


En las gráficas III a VI se representan los números de créditos vigentes concedidos por el sistema financiero al sector industrial al inicio de cada trimestre durante el periodo 2000-2009, los números de incumplimientos trimestrales y las tasas de incumplimiento para cada calificación de riesgo crediticio. En el cuadro 3 se presentan los estimadores de las probabilidades de incumplimiento de cada calificación.

d) Elección de las unidades de pérdidas de las carteras de los bancos (L)

Como se señaló al comienzo de la descripción de la metodología en la sección II.2(a) es necesario distribuir los riesgos

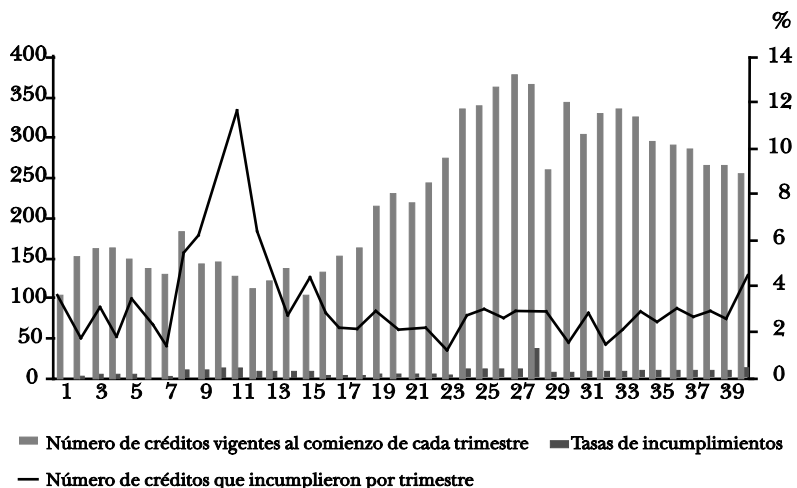
GRÁFICA IV. NÚMERO DE CRÉDITOS VIGENTES CALIFICADOS COMO DOS, CONCEDIDOS AL SECTOR INDUSTRIAL POR EL SISTEMA FINANCIERO AL INICIO DE CADA TRIMESTRE, PERIODO 2000-2009, NÚMERO DE INCUMPLIMIENTOS TRIMESTRALES Y TASAS DE INCUMPLIMIENTOS (en porcentajes)



CUADRO 3. ESTIMADORES DE LAS PROBABILIDADES DE INCUMPLIMIENTO (porcentajes)

Calificación	PD
1	0.70690
2	2.04344
3	3.27013
4	9.14374

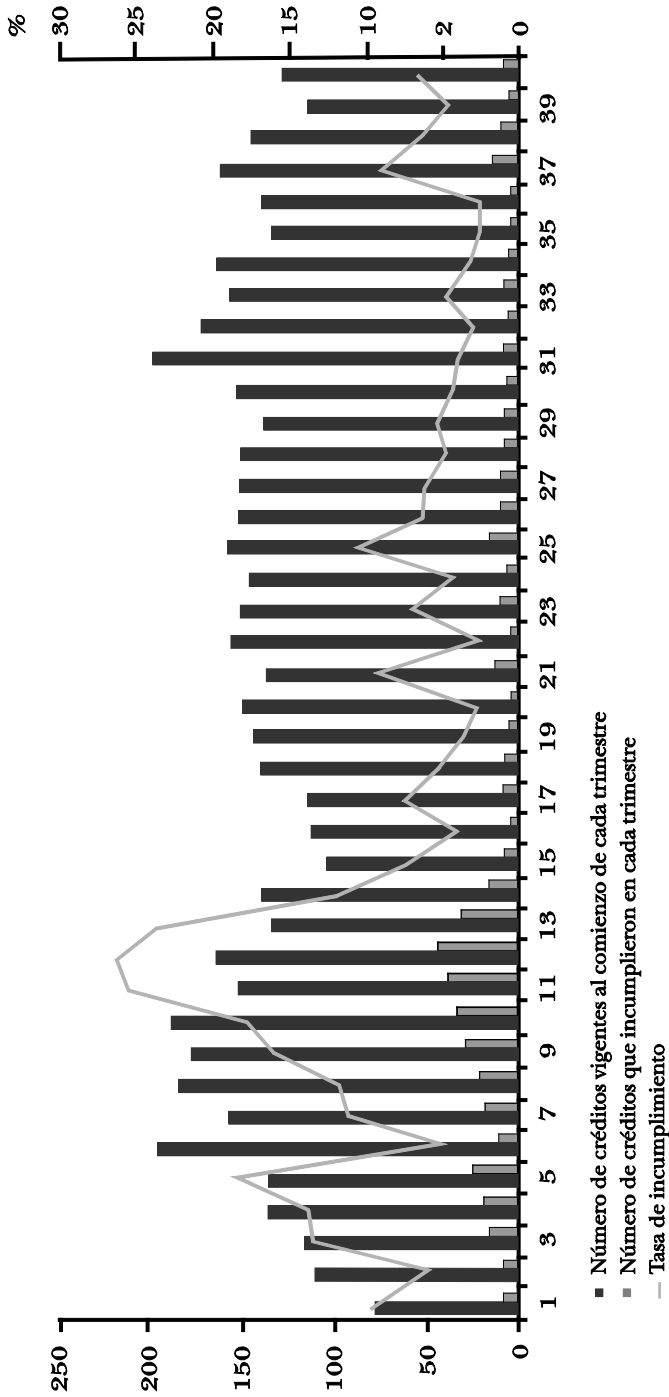
crediticios de una cartera en bandas de unidades de pérdida L (v_j), las que se definen como múltiplos de esta última. Con el fin de determinar dichas unidades para cada uno de los 12 bancos analizados se tomaron en cuenta aspectos como el tamaño de la cartera y la cantidad de créditos, y se definieron unidades de pérdida L que oscilaron entre $1/60$ y $1/250$ del valor total de la cartera. Con el propósito de descartar montos de exposición muy pequeños, que en número pudieran distorsionar el tamaño de la primera banda se optó por considerar, en algún banco, las exposiciones cuya suma representaba un 95% del monto total de la cartera.

GRÁFICA V. NÚMERO DE CREDITOS VIGENTES CALIFICADOS COMO TRES, CONCEDIDOS AL SECTOR INDUSTRIAL POR EL SISTEMA FINANCIERO AL INICIO DE CADA TRIMESTRE, PERIODO 2000-2009, NÚMERO DE INCUMPLIMIENTOS TRIMESTRALES Y TASAS DE INCUMPLIMIENTOS (en porcentajes)

e) *Factores de riesgo considerados para la aplicación de la versión más completa de Creditrisk+*

En el cuadro 4 se transcriben los factores de riesgo que se

GRÁFICA VI. NÚMERO DE CRÉDITOS VIGENTES CALIFICADOS COMO CUATRO CONCEDIDOS AL SECTOR INDUSTRIAL POR EL SISTEMA FINANCIERO AL INICIO DE CADA TRIMESTRE, PERIODO 2000-2009, NÚMERO DE INCUMPLIMIENTOS TRIMESTRALES Y TASAS DE INCUMPLIMIENTOS (en porcentajes)



consideraron para obtener las distribuciones de las pérdidas de las carteras de préstamos al sector industrial del sistema bancario en la versión más completa de Creditrisk+.

CUADRO 4. FACTORES DE RIESGO

<i>Factores de riesgo</i>	<i>Código</i>	<i>Fuente</i>
Índice de volumen físico (IVF) con rezago de cuatro trimestres	IVF4T	Banco Central del Uruguay
Primera diferencia de un trimestre respecto al anterior de LN IVF con rezago de cuatro trimestres	1DLNIVF4T	Banco Central del Uruguay
Primera diferencia de un trimestre respecto al mismo trimestre del año anterior de LN IVF con retraso de cuatro trimestres	1DLNIVF4T2	Banco Central del Uruguay
IVF con rezago de dos trimestres	IVF2T	Banco Central del Uruguay
Primera diferencia de un trimestre respecto al anterior de LN IVF con rezago de dos trimestres	1DLNIVF2T	Banco Central del Uruguay
Primera diferencia de un trimestre respecto al mismo trimestre del año anterior de LN IVF con rezago de dos trimestres	1DLNIVF2T2	Banco Central del Uruguay
IVF sin rezago	IVF	Banco Central del Uruguay
Primera diferencia de un trimestre respecto al anterior de LN IVF sin retraso	1DLNIVF	Banco Central del Uruguay
Primera diferencia de un trimestre respecto al mismo trimestre del año anterior de LN IVF sin rezago	1DLNIVF2	Banco Central del Uruguay
Tipo de cambio real promedio trimestral	TCR	Banco Central del Uruguay
Tasa de interés activa en dólares promedio trimestral de créditos concedidos al sector no financiero residente por el sistema bancario	TASA	Banco Central del Uruguay
Promedio trimestral de depósitos en el sistema bancario del sector no financiero en millones de dólares	DETTOT	Banco Central del Uruguay
Promedio trimestral del índice UBI de BEVSA	UBI	Bolsa Electrónica de Valores del Uruguay
Promedio trimestral del índice medio de salarios real	IMSREAL	Instituto Nacional de Estadística
Promedio trimestral del índice de precios de exportación	IPE	Cámara de Industrias del Uruguay
Tasa de desempleo trimestral	DESEMP	Instituto Nacional de Estadística

En el cuadro 5 se presentan valores de estadísticos de los factores de riesgo considerados.

CUADRO 5. MEDIDAS ESTADÍSTICAS DE LOS FACTORES DE RIESGO

<i>Código</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Varianza</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>
IVF4T	123.61	116.85	655.48	25.60	180.30	77.80
1DLNIVF4T	0.0069	0.0092	0.0085	0.0924	0.2164	-0.1730
1DLNIVF4T 2	0.0300	0.0348	0.0165	0.1285	0.3027	-0.2162
IVF2T	126.01	118.40	731.16	27.04	180.30	77.80
1DLNIVF2T	0.0085	0.0092	0.0080	0.0892	0.2164	-0.1730
1DLNIVF2T 2	0.0317	0.0364	0.0164	0.1280	0.3027	-0.2162
IVF	128.60	121.05	828.26	28.78	180.30	77.80
1DLNIVF	0.0079	0.0092	0.0077	0.0880	0.2164	-0.1730
1DLNIVF2	0.0353	0.0364	0.0155	0.1245	0.3027	-0.2162
TCR	118.08	121.07	223.58	14.95	147.01	93.52
TASA	8.47	8.42	4.27	2.07	12.18	5.39
DETTOT	10,499.14	9,714.17	7,134,640.05	2,671.07	15,086.09	6,635.67
UBI	499.08	304.83	232,836.69	482.53	2,047.67	139.33
IMSREAL	98.30	98.60	89.80	9.48	111.46	84.85
IPE	110.49	102.50	478.64	21.88	172.40	86.09
DESEMP	12.46	12.30	11.46	3.38	19.00	6.90

Cabe recordar que el modelo exige que los factores de riesgo tengan como media el uno y además suponer que se comportan de acuerdo con una distribución gamma. Los factores de riesgo toman valores tanto positivos como negativos y del cuadro 5 se desprende que las medias no son iguales a uno. Al mismo tiempo mientras comportamientos al alza de alguno de estos factores disminuirían la probabilidad de impago como los vinculados a los índices de volumen físico, aumentos de otros indicadores como el de la tasa de interés activa deberían incrementar esa probabilidad.

Por lo anterior se procedió a transformar los datos anteriores para poder cumplir con los siguientes requisitos del modelo:

- Sean valores no negativos.
- Su comportamiento probabilístico pudiera modelarse con una distribución gamma con media uno.
- Los aumentos en los valores transformados de las variables estuvieran correspondidos con aumentos en la probabilidad de impago.

Para factores de riesgo x_k con incrementos en sus valores que se corresponden con aumentos en la probabilidad de impago se siguió el siguiente algoritmo de transformación:

$$i) w_{t,k} = \frac{x_{t,k} - \underline{x}_k}{m_k} \quad \text{donde } m_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (x_{t,k} - \underline{x}_k) ; \underline{x}_k = \min_t \{x_{t,k}\}$$

Para factores de riesgo x_k con disminuciones en sus valores que se corresponden con aumentos en la probabilidad de impago se siguió este algoritmo de transformación:

$$ii) w_{t,k} = \frac{\bar{x}_k - x_{t,k}}{m_k} \quad \text{donde } m_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\bar{x}_k - x_{t,k}) ; \bar{x}_k = \max_t \{x_{t,k}\}$$

CUADRO 6. FACTORES CRECIENTES Y DECRECIENTES

<i>Factores de riesgo ajustados según (i)</i>	<i>Factores de riesgo ajustados según (ii)</i>
TASA	Vinculados al IVF
UBI	TCR
DESEMP	DETTOT
	IMSREAL
	IPE

En el cuadro 6 se discriminan los factores de riesgo según sus valores originales hayan sido transformados aplicando el algoritmo (i) o el (ii).

CUADRO 7. ESTADÍSTICOS DE LOS FACTORES DE RIESGO TRANSFORMADOS

<i>Código</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>Varianza</i>	<i>Desviación estándar</i>	<i>Máximo</i>	<i>Mínimo</i>
IVF4T	1.0000	1.1192	0.2039	0.4516	1.8079	0.0000
1DLNIVF4T	1.0000	0.9891	0.1945	0.4411	1.8584	0.0000
1DLNIVF4T2	1.0000	0.9824	0.2223	0.4715	1.9029	0.0000
IVF2T	1.0000	1.1403	0.2481	0.4981	1.8882	0.0000
1DLNIVF2T	1.0000	0.9966	0.1839	0.4288	1.8726	0.0000
1DLNIVF2T2	1.0000	0.9827	0.2231	0.4724	1.9145	0.0000
IVF	1.0000	1.1459	0.3098	0.5566	1.9824	0.0000
1DLNIVF	1.0000	0.9939	0.1781	0.4220	1.8675	0.0000
1DLNIVF2	1.0000	0.9960	0.2168	0.4656	1.9405	0.0000
TCR	1.0000	0.8967	0.2671	0.5168	1.8492	0.0000
TASA	1.0000	0.9849	0.4508	0.6714	2.2043	0.0000
DETTOT	1.0000	1.1711	0.3391	0.5823	1.8423	0.0000
UBI	1.0000	0.4601	1.7991	1.3413	5.3047	0.0000
IMSREAL	1.0000	0.9769	0.5185	0.7201	2.0219	0.0000
IPE	1.0000	1.1292	0.1249	0.3534	1.3941	0.0000
DESEMP	1.0000	0.9712	0.3706	0.6088	2.1763	0.0000

En el cuadro 7 se presentan valores de las medidas estadísticas de los factores de riesgo transformados.

Del análisis del cuadro 8 puede observarse una alta correlación entre algunos factores de riesgo. En el caso de la correlación de un factor creciente con uno decreciente, el signo de la correlación no corresponde con el esperado, dado que la transformación efectuada en los factores de riesgo decrecientes lleva implícito un cambio de signo y por ende de correlación.

f) Estimación de los ponderadores de los factores de riesgo $w_{c(i)k}$

Estimación de las correlaciones entre incumplimientos trimestrales de pares de riesgos que comparten la misma calificación de riesgo crediticio

A los efectos de proceder a estimar las correlaciones de incumplimientos trimestrales de pares de riesgo que comparten la misma calificación de riesgo crediticio se aplicó el siguiente estimador:

$$\hat{\rho} = \frac{1}{(\bar{N} - 1)} \left[\frac{\bar{N} * S_{\pi}^2}{\hat{p} * (1 - \hat{p})} - 1 \right],$$

donde $\hat{\rho}$ es el estimador de la correlación de incumplimientos trimestrales de pares de riesgos que comparten la misma calificación de riesgo crediticio, \bar{N} es el número promedio trimestral de créditos por calificación de riesgo crediticio, S_{π}^2 es la varianza muestral de las tasas de incumplimiento de cada calificación de riesgo crediticio y \hat{p} es el estimador de la probabilidad de incumplimiento de cada calificación de riesgo crediticio.

Estimación de las correlaciones entre incumplimientos trimestrales de pares de riesgos que tienen diferente calificación de riesgo crediticio

Para estimar las correlaciones de los incumplimientos trimestrales de pares de riesgo que tienen diferente calificación de riesgo crediticio se aplicó el siguiente estimador:

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{corr}(\pi_t^{(i)}, \pi_t^{(j)}) \sqrt{\frac{[1 + \hat{\rho}^{(i)}(\bar{N}^{(i)} - 1)]}{\bar{N}^{(i)}} * \frac{[1 + \hat{\rho}^{(j)}(\bar{N}^{(j)} - 1)]}{\bar{N}^{(j)}}},$$

donde $\hat{\rho}_{ij}$ es el estimador de la correlación de incumplimientos trimestrales de pares de riesgos con diferente calificación de riesgo crediticio; $\hat{corr}(\pi_t^{(i)}, \pi_t^{(j)})$ es el estimador de la correlación de tasas de incumplimiento trimestrales de pares de riesgos con diferente calificación de riesgo crediticio (i y j); $\hat{\rho}^{(i)}$ es el estimador de la correlación de incumplimientos entre pares de riesgos con calificación i ; $\hat{\rho}^{(j)}$ es el estimador de la correlación de incumplimientos entre pares de riesgos con calificación j ; $\bar{N}^{(i)}$ es el número promedio trimestral de créditos con calificación i ; y $\bar{N}^{(j)}$ es el número promedio trimestral de créditos con calificación j . Los valores obtenidos tanto para $\hat{\rho}^{(i)}$ y $\hat{\rho}^{(j)}$ como los de $\bar{N}^{(i)}$ y $\bar{N}^{(j)}$ ya fueron presentados en la sección anterior.

CUADRO 9. PARÁMETROS DE LAS ESTIMACIONES DE CORRELACIONES ENTRE PARES DE RIESGO QUE COMPARTEN LA MISMA CALIFICACIÓN

	Calificación 1	Calificación 2	Calificación 3	Calificación 4
\bar{N}	1,382.95	469	226	146.28
S_{π}^2	0.007635%	0.062891%	0.052177%	0.391713%
$\hat{\rho}$	0.71%	2.04%	3.27%	9.14%
$\hat{\rho}$	0.010162	0.029350	0.012125	0.040592

CUADRO 10. CORRELACIONES DE TASAS DE INCUMPLIMIENTO $\hat{corr}(\pi_t^{(i)}, \pi_t^{(j)})^a$

	Calificación 2	Calificación 3	Calificación 4
Calificación 1	0.829440638	0.473567947	0.652528488
Calificación 2		0.431242523	0.701743846
Calificación 3			0.490708409

^a En anexo IX se transcribe el desarrollo seguido para obtener los estimadores.

CUADRO 11. CORRELACIONES ENTRE INCUMPLIMIENTOS $\hat{\rho}_{ij}$

	Calificación 2	Calificación 3	Calificación 4
Calificación 1	0.015333719	0.006343429	0.014777766
Calificación 2		0.009817403	0.027009786
Calificación 3			0.013685027

Encontrando los ponderadores $w_{c(i)k}$

La obtención de la correlación de incumplimientos entre créditos con distinta calificación a partir de la covarianza de pérdidas en la versión más completa de Creditrisk+ se obtiene a partir de la siguiente expresión.

$$\rho_{ij} = \frac{\bar{p}_{c(i)} \bar{p}_{c(j)} \sum_k w_{c(i)k} w_{c(j)k} \beta_k}{\sqrt{\bar{p}_{c(i)} (1 - \bar{p}_{c(i)})} \sqrt{\bar{p}_{c(j)} (1 - \bar{p}_{c(j)})}}.$$

Al mismo tiempo la obtención de la correlación de incumplimientos entre pares de créditos con la misma calificación a partir de la covarianza de pérdidas en la versión más completa de Creditrisk+ se obtiene de la siguiente expresión.

$$\rho_{ii} = \frac{\bar{p}_{c(i)} \sum_k w_{c(i)k}^2 \beta_k}{(1 - \bar{p}_{c(i)})}.$$

De las expresiones anteriores y considerando que la suma de los ponderadores por factor de riesgo debe ser igual a 1 podemos formular el siguiente sistema de ecuaciones:

$$\sum_k w_{c(i)k} \beta_k = \sqrt{\frac{(1 - \bar{p}_{c(i)})(1 - \bar{p}_{c(j)})}{\bar{p}_{c(i)} \bar{p}_{c(j)}}} \rho_{ij}$$

$$\sum_k w_{c(i)k}^2 \beta_k = \frac{1 - \bar{p}_{c(i)}}{\bar{p}_{c(i)}} \rho_{ii}$$

$$\sum_k w_{c(i)k} = 1; \forall i; w_{c(i)k} \geq 0; \forall i, k.$$

La obtención de los ponderadores de riesgo está supeditada a la solución de este sistema de ecuaciones.

Los β_k son las varianzas de los factores de riesgo, transcritas en el cuadro 7. Los $\bar{p}_{c(i)}$ se presentaron en el cuadro 3. Los ρ_{ii} y los ρ_{ij} fueron los obtenidos en las subsecciones anteriores.

De la consideración de los factores de riesgo presentados en la sección (e) de esta parte, se encontró una solución para el sistema de ecuaciones que comprendió a cuatro factores de riesgo, la que se transcribe en el cuadro 12.

CUADRO 12. FACTORES DE RIESGO Y PONDERADORES NECESARIOS PARA LA APLICACIÓN DE LA VERSIÓN MÁS COMPLETA DE CREDITRISK+

<i>c(i)</i>	<i>Pc(i)</i>	<i>Wc(i)k</i>			
		<i>DETTOT</i>	<i>IMSREAL</i>	<i>UBI</i>	<i>TASA</i>
1	0.00706904	0	0.13	0.87	0
2	0.02043441	0.14	0	0.86	0
3	0.03270129	0	0.68	0.24	0.08
4	0.09143736	0	0.08	0.36	0.56

Del análisis de los factores de riesgo seleccionados se observa que la probable alta colinealidad entre la variable *DETTOT* e *IMSREAL* (el coeficiente de correlación de los valores muestrales fue 0.94)¹ no se plantea como un inconveniente en tanto el ponderador de la variable *DETTOT* sea cero en las calificaciones en donde el *IMS* es distinto de cero y viceversa.²

Se observan puntos de contacto entre los factores de riesgo hallados y aquellos identificados por Vallcorba y Delgado en la relación de equilibrio de largo plazo que formularon con la tasa de mora. Recuérdese que, en su relación de largo plazo, estos autores identificaron dos variables: la tasa de variación de los salarios en dólares y la tasa de interés en dólares. De los cuatros factores de riesgo hallados como resultado de la aplicación de la metodología, el promedio trimestral del índice medio de salarios real que suele estar muy correlacionado con la tasa de variación de los salarios en dólares y a la tasa de interés activa en dólares promedio trimestral de créditos concedidos al sector residente no financiero por el sistema bancario, es decir, la misma variable identificada por los referidos autores. En particular, en el análisis de los ponderadores, estas variables tienen más peso para explicar la probabilidad de incumplimiento de los créditos calificados 3 y 4 que la de los créditos calificados 1 y 2, probabilidades que por corresponder a créditos con peor calidad crediticia son mayores.

Los factores de riesgo identificados tienen un claro sentido económico. Del análisis de los ponderadores, el *UBI* es el único factor de riesgo que está presente en los estimadores de probabilidad de incumplimiento de las cuatro calificaciones

¹ Ver cuadro 8.

² Ver cuadro 12.

consideradas. El UBI es un indicador de riesgo país, o en otras palabras del diferencial de las tasas de mercado de la deuda soberana uruguaya respecto de la deuda soberana de Estados Unidos. Su incidencia en la mora se produce por medio de diferentes canales. Una variación en la tasa de interés de la deuda soberana de Uruguay repercute en forma directa en las tasas de interés a las que captan y prestan los bancos locales, incidiendo en las probabilidades de incumplimiento de sus deudores. Al mismo tiempo su nivel podría ser indicativo de la situación del saldo de la cuenta corriente de la balanza de pagos. Bajos niveles del UBI suelen señalar que el país goza de una perfecta movilidad de capitales y que de verificarse déficits de cuenta corriente, los mismos son financiados, sin inconvenientes, por saldos de la cuenta capital de igual monto en valores absolutos pero de signo contrario. Valores altos del UBI, en un escenario de tasas internacionales que no hayan sufrido variaciones para el resto del mundo, pueden significar dificultades para que el gobierno recurra a los mercados internacionales de capitales o, lo que es peor aún, una situación de cierre de dichos mercados que impidan al país financiar sus desequilibrios de cuenta corriente. De no ajustarse rápidamente el desequilibrio del saldo de cuenta corriente, en general por su componente público (mediante un incremento de los impuestos o una reducción del gasto estatal) comienzan a aparecer presiones sobre el tipo de cambio. Si hay un tipo de cambio fijo, las reservas internacionales del banco central disminuyen ante el exceso de demanda de moneda extranjera por lo que los agentes comienzan a percibir un riesgo de devaluación que incide en incrementos en las expectativas de inflación de los agentes y en consecuentes alzas de las tasas nominales en moneda local, las cuales ya se habían alineado a las alzas de las tasas de interés en dólares. De materializarse el abandono al régimen de tipo de cambio fijo, el salto en el tipo de cambio es inmediato, propiciando la mora de los clientes de los bancos, en particular de aquellos que se endeudaron en dólares y reciben sus ingresos en moneda local. De haber un tipo de cambio fluctuante, el alza del tipo de cambio es siempre la consecuencia. En el ámbito del sistema financiero las ramificaciones pueden ser mayores. Los agentes, conscientes de que un alza de impuestos es

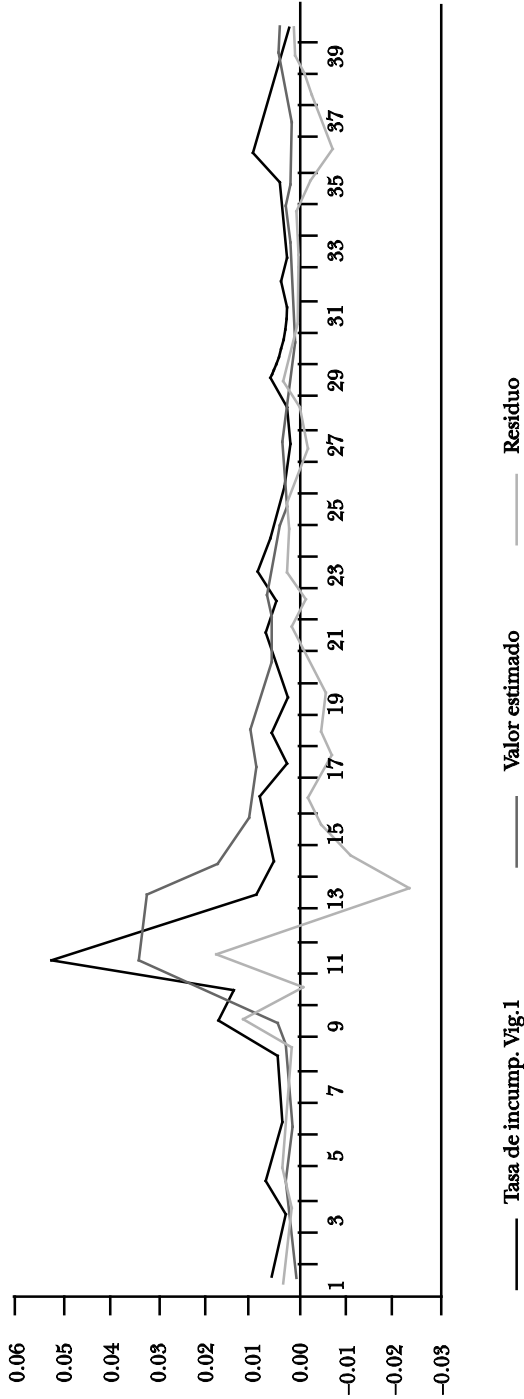
posible o de que el tipo de cambio podría sufrir un brusco incremento, actúan catalizando la crisis, aumentando sus reservas en moneda extranjera (el llamando ataque especulativo contra la moneda local cuando hay tipo de cambio fijo) o transfiriendo capitales hacia el exterior. También es común que la compra de moneda extranjera preceda a la transferencia de capitales al exterior. Estas conductas que suelen englobarse en la llamada *fuga de capitales* suelen impactar de lleno en el sistema financiero, ya que entre dichos capitales encontramos depósitos en bancos. Un retiro de estos depósitos puede transformarse en una corrida bancaria. Los bancos padecen una crisis de liquidez, con menos depósitos y ante la necesidad de hacerse de fondos frescos para atender los retiros ya no pueden renovar los préstamos a sus clientes, los que, en caso de no contar con la liquidez suficiente, suelen incumplir, registrándose estos eventos aun en empresas que son solventes en términos de patrimonio.

La relación entre la variable tasa de interés (TASA) y la mora es directa. Aumentos en los servicios de la deuda comprometen más flujos de fondos de las empresas, los que pueden estar por encima de los flujos netos de egresos operativos generados. Del análisis de los ponderadores para cada calificación se observa que la tasa de interés sólo es relevante en las calificaciones 3 y 4 y notoriamente más significativa en la calificación 4. Se podría conjeturar que el colchón de flujos operativos netos de las empresas calificadas 1 y 2 es lo suficientemente grande como para enfrentar aumentos en la tasa de interés sin caer en incumplimientos y de ahí la irrelevancia de este factor de riesgo para dichas calificaciones.

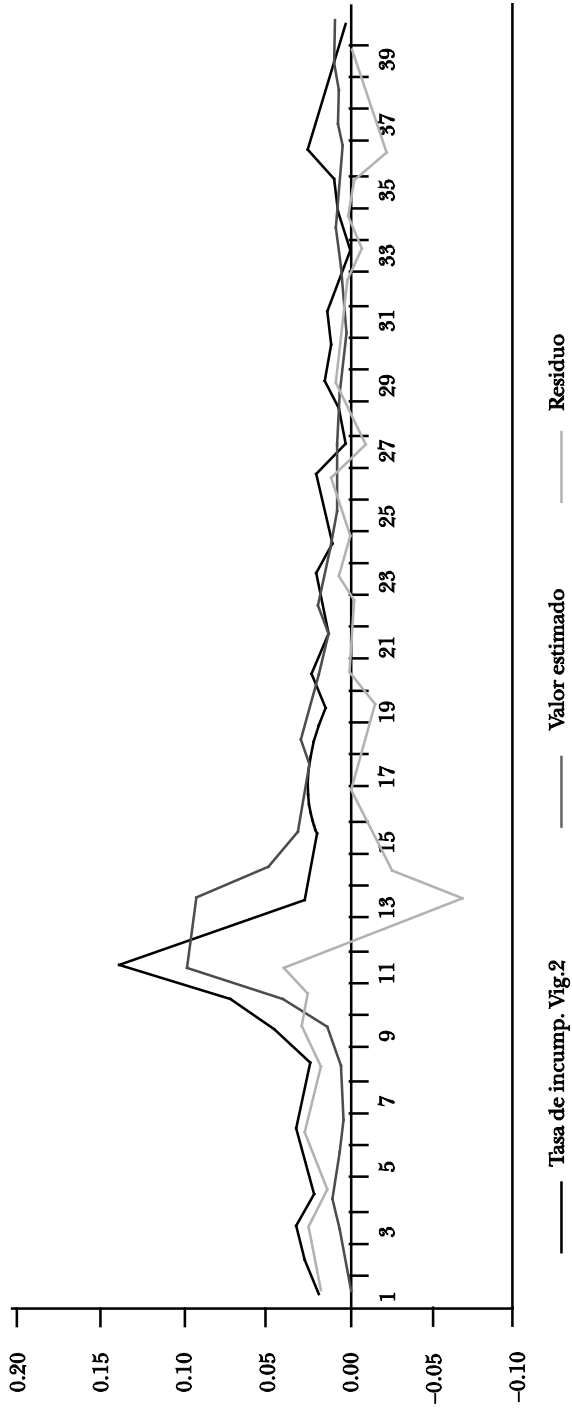
El promedio trimestral del índice medio de salarios real (IMSREAL) es una variable que suele estar muy correlacionada con el ciclo económico. Su prociclicidad permite sostener que mejoras en el poder adquisitivo de los trabajadores son consecuencia de empresas con mayores ganancias y por ende con menos dificultades para cancelar sus préstamos bancarios.

Por último, el factor depósitos totales (DETTOT) que sólo aparece como relevante para la probabilidad de incumplimiento de la calificación 2 y con un ponderador bajo, está en línea con lo señalado anteriormente. Caídas en los niveles de depósitos podrían estar explicando incumplimientos de

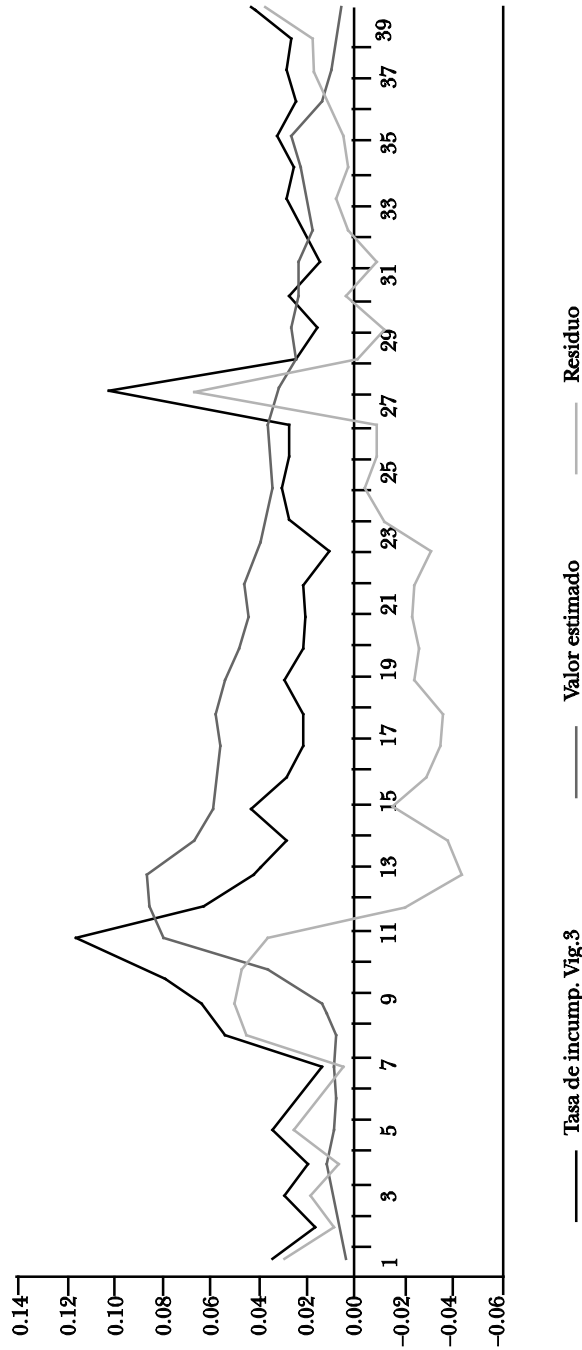
GRÁFICA VII. TASAS DE INCUMPLIMIENTO, VALORES ESTIMADOS Y RESIDUOS PARA LA CALIFICACIÓN DE RIESGO CREDITICIO UNO



GRÁFICA VIII . TASAS DE INCUMPLIMIENTO, VALORES ESTIMADOS Y RESIDUOS PARA LA CALIFICACIÓN DE RIESGO CREDITICIO DOS



GRÁFICA IX. TASAS DE INCUMPLIMIENTO, VALORES ESTIMADOS Y RESIDUOS PARA LA CALIFICACIÓN DE RIESGO CREDITICIO TRES

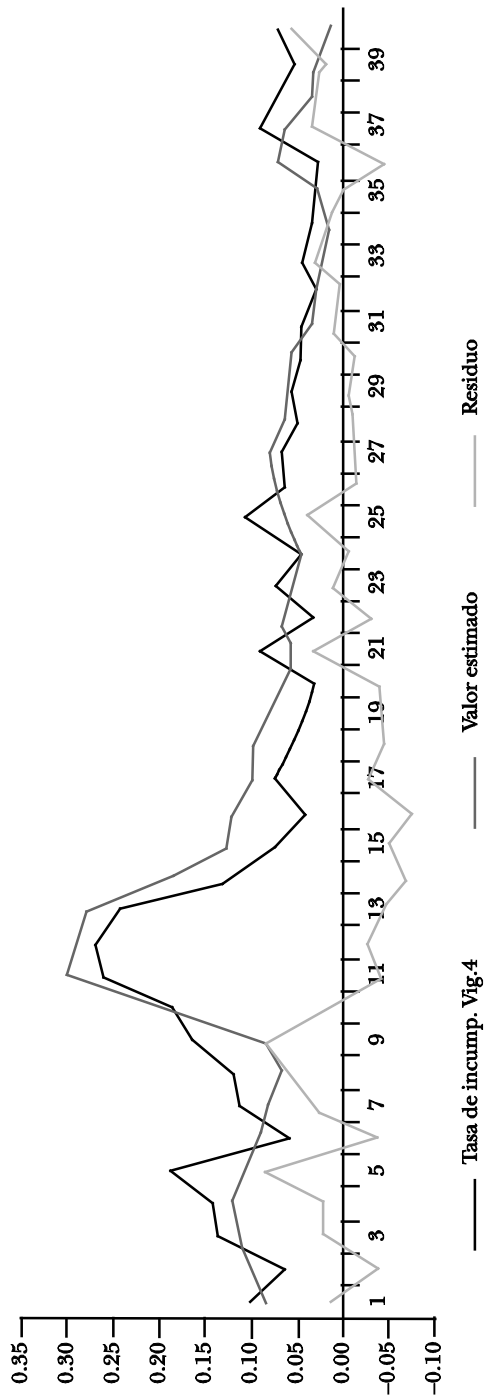


— Tasa de incump. Fig.3

— Valor estimado

— Residuo

GRÁFICA X. TASAS DE INCUMPLIMIENTO, VALORES ESTIMADOS Y RESIDUOS PARA LA CALIFICACIÓN DE RIESGO CREDITICIO CUATRO



empresas, en tanto el banco puede sufrir restricciones para renovar préstamos otorgados.

Del análisis de las gráficas de tasas de incumplimiento trimestrales para cada calificación de riesgos, de sus valores estimados y de sus residuos, se observa que en general los residuos, a lo largo del tiempo oscilan en torno al valor de cero.

2. Resultados

a) Versión más simple de Creditrisk+

Los resultados se analizaron con el objetivo propuesto de concluir si el capital regulatorio y las provisiones de cada banco son suficientes para soportar volúmenes de pérdidas por incobrabilidad extraordinarias a los que pudiera estar expuesto.

En el cuadro 13 se presentan las distribuciones de probabilidad acumuladas de pérdidas por incobrabilidad resultantes de la aplicación de la metodología más sencilla de Creditrisk+, abiertas por banco junto con los porcentajes de provisiones constituidas y de capitales regulatorios³ medidos sobre los totales de los niveles de exposición de cada banco. De su análisis se observa que los bancos presentan adecuados niveles de provisiones y de capital regulatorio. En ese sentido cinco bancos tienen un VaR calculado al 99.9% menor a la suma de las provisiones y del capital regulatorio; cuatro bancos ostentan igual relación pero en comparación con un VaR calculado al 99%: un banco que con sus provisiones y capital regulatorio podría superar hasta pérdidas estimadas con un intervalo de confianza del 98% y por último dos bancos que sólo podrían absorber pérdidas estimadas que acumulan hasta un 97% de probabilidad.

La misma conclusión se obtiene cuando se comparan los VaR promedio⁴ calculados para distintos intervalos de con-

³ El capital regulatorio para los créditos al sector no financiero se calcula como el 8% del importe de créditos brutos menos provisiones, valores que previamente deben ser ponderados por el 125%. Los porcentajes de capital regulatorio varían por banco, porque el importe calculado de la forma descrita es proporcional al importe de exposiciones de los bancos que es diferente de la base de cálculo del capital regulatorio.

⁴ Los VaR promedio se calcularon ponderando los VaR de cada banco

fianza con las sumas de provisiones y capitales regulatorios promedio del sistema bancario,⁵ como se desprende del cuadro 14. En promedio el sistema bancario acredita provisiones y capital regulatorio suficientes para soportar pérdidas por incobrabilidad derivadas de sus exposiciones al sector industrial que acumulan hasta un 99% de probabilidad de ocurrencia.

b) Versión más completa de Creditrisk+

En la subsección *Encontrando los ponderadores* $w_{c(i)k}$ se determinaron cuatro factores de riesgo, así como sus ponderadores, necesarios para la aplicación de la versión más completa de Creditrisk+. Los mismos son un promedio trimestral de depósitos totales del sector no financiero en el sistema bancario, el promedio trimestral del índice medio de salarios real, un índice de riesgo país (UBI) calculado por la Bolsa Electrónica de Valores del Uruguay y la tasa de interés activa promedio en dólares para colocaciones entre el sector no financiero. Los ponderadores para obtener las probabilidades condicionales al valor de dichos factores se expusieron en el cuadro 12.

Como se señaló, considerar estos factores permite proponer el supuesto de que los eventos de pérdidas por incobrabilidad son independientes entre sí, como se supone en la versión más simple de la metodología, lo que se daría de bruces con la evidencia empírica. Esas correlaciones entre incumplimientos que ocurren en la realidad en esta versión más completa están implícitas en las variaciones de los factores de riesgo, de forma que los cambios que estos experimenten tendrán efecto en las probabilidades de incumplimiento, poniéndose de manifiesto en incrementos o disminuciones de las distintas probabilidades en el mismo sentido.

La aplicación de la versión más completa de Creditrisk+ permite obtener las distribuciones de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad incondicionales al ciclo económico,

por el peso relativo que su cartera de exposiciones al sector industrial presenta respecto al total de exposiciones del sistema bancario.

⁵ El promedio de provisiones y capitales regulatorios se calculó de la misma forma que el VaR promedio del sistema.

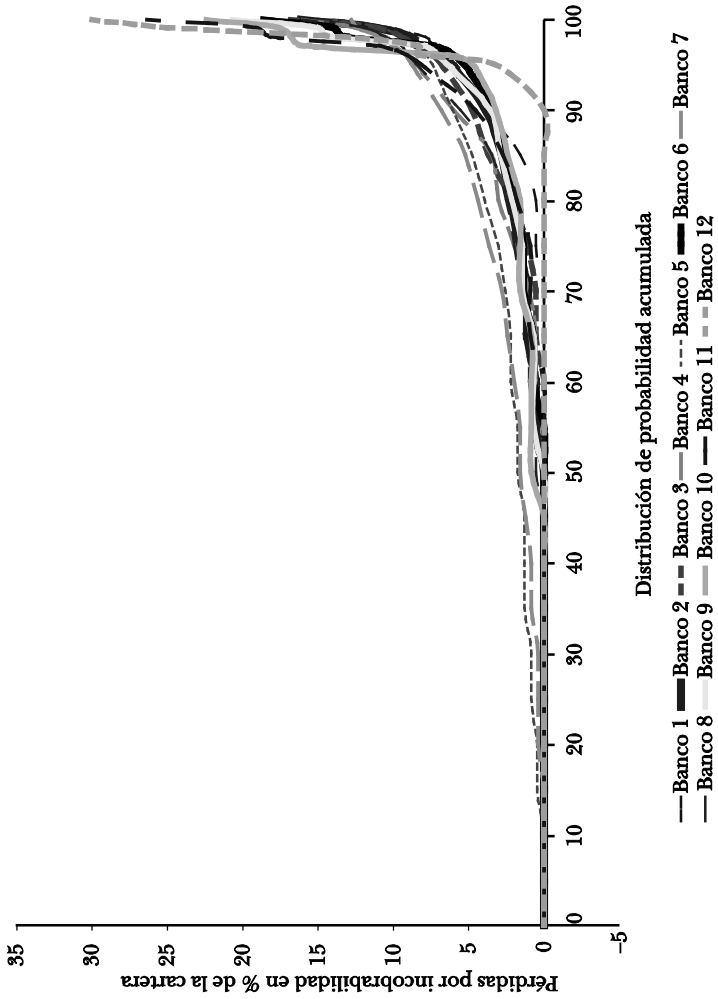
CUADRO 13. DISTRIBUCIÓN DE PROBABILIDAD ACUMULADA DE PÉRDIDAS POR INCOBRABILIDAD^a EN LA VERSIÓN MÁS SIMPLE DE CREDITRISK+

<i>Probabilidad acumulada</i>	<i>Banco 1</i>	<i>Banco 2</i>	<i>Banco 3</i>	<i>Banco 4</i>	<i>Banco 5</i>	<i>Banco 6</i>	<i>Banco 7</i>	<i>Banco 8</i>	<i>Banco 9</i>	<i>Banco 10</i>	<i>Banco 11</i>	<i>Banco 12</i>
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.43	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.43	0.00	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
25.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.87	0.00	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
30.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.87	0.00	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
35.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.30	0.00	0.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
40.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.30	0.00	0.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
45.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.30	0.00	1.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
50.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.74	0.00	1.60	0.50	0.00	0.80	0.00	0.00
55.00	0.00	0.56	0.00	0.00	1.74	0.00	1.60	0.50	0.71	0.80	0.00	0.00
60.00	0.00	0.56	0.00	0.50	2.17	0.67	2.00	1.00	0.71	0.80	0.00	0.00
65.00	0.00	1.11	0.53	0.50	2.17	0.67	2.40	1.00	0.71	0.80	0.91	0.00
70.00	0.00	1.11	0.53	1.00	2.61	1.33	2.80	1.50	1.43	1.60	0.91	0.00
75.00	0.53	1.67	1.05	2.00	3.04	1.33	3.60	2.00	1.43	1.60	0.91	0.00
80.00	0.53	2.22	2.11	3.00	3.91	2.00	4.40	2.50	2.14	1.60	1.82	0.00

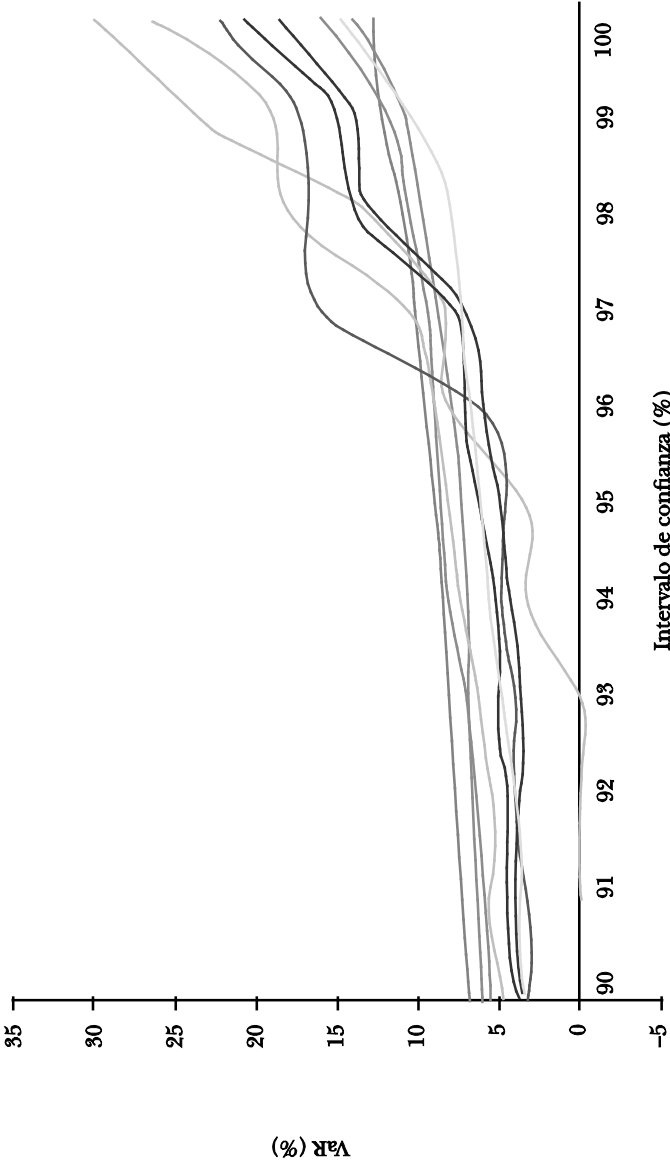
85.00	1.58	2.78	3.68	3.50	4.78	2.67	5.20	3.50	2.86	2.40	2.73	0.00
90.00	3.68	3.89	4.74	6.00	6.09	3.33	6.80	5.50	3.57	3.20	4.55	0.00
95.00	4.74	6.11	6.84	8.50	7.39	5.33	8.80	8.50	6.43	4.80	8.18	3.33
96.00	6.32	6.67	7.37	9.00	7.83	6.00	9.20	9.00	7.14	6.40	9.09	8.33
97.00	7.37	8.33	8.42	10.00	8.70	7.33	10.00	9.50	7.86	16.00	10.91	8.33
98.00	7.89	8.89	9.47	10.50	9.57	13.33	10.80	10.50	14.29	16.80	18.18	13.33
99.00	10.53	11.11	11.05	12.50	10.87	14.00	12.40	12.00	15.00	17.60	19.09	25.00
99.90	14.74	16.11	16.84	16.00	13.91	18.67	12.80	16.00	20.71	22.40	26.36	30.00
Porcentaje de provisiones	5.05	2.46	2.62	5.26	4.93	1.98	7.42	3.97	3.52	2.63	2.97	1.06
Porcentaje de capital regulatorio sobre total de exposiciones	11.64	11.80	11.25	10.65	14.63	11.75	14.48	12.84	12.15	32.09	11.54	9.99
Porcentaje de provisiones más porcentaje de capital regulatorio	16.70	14.25	13.87	15.91	19.57	13.73	21.90	16.80	15.67	34.72	14.51	11.05

^a Las pérdidas están medidas en porcentaje de la cartera.

GRÁFICA XI. DISTRIBUCIÓN ACUMULADA DE LAS PÉRDIDAS POR INCOBRABILIDAD. VERSIÓN MÁS SIMPLE DE CREDITRISK+

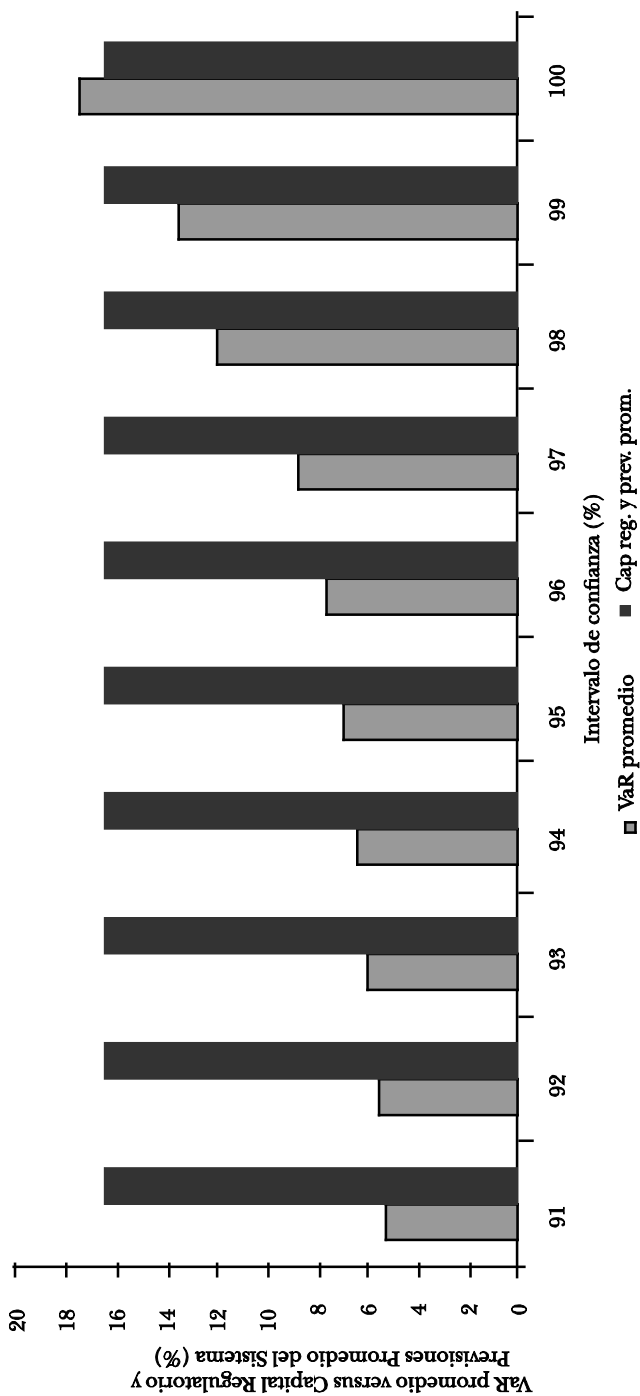


GRÁFICA XII . VALORES EN RIESGO MEDIDOS COMO PORCENTAJE DE LA CARTERA DE EXPOSICIONES PARA DISTINTOS INTERVALOS DE CONFIANZA EN LA INVERSIÓN MÁS SIMPLE DE CREDITRISK+



—Banco 1 — Banco 2 — Banco 3 — Banco 4 — Banco 5 — Banco 6 — Banco 7 — Banco 8 — Banco 9 — Banco 10 — Banco 11 — Banco 12

GRÁFICA XIII. COMPARACIÓN DEL VAR PROMEDIO CON PREVISIONES Y CAPITAL REGULATORIO PROMEDIO DEL SISTEMA BANCARIO EN LA VERSIÓN MÁS SIMPLE DE CREDITRISK+



CUADRO 14. COMPARATIVO ENTRE EL VAR PROMEDIO DEL SISTEMA CON LA SUMA DEL CAPITAL REGULATORIO Y PREVISIONES DEL SISTEMA (en porcentajes)

<i>Intervalo de confianza</i>	<i>VaR promedio</i>	<i>Capital regulatorio y provisiones promedio</i>
91.00	5.30	16.47
92.00	5.53	16.47
93.00	6.07	16.47
94.00	6.42	16.47
95.00	7.06	16.47
96.00	7.68	16.47
97.00	8.82	16.47
98.00	12.10	16.47
99.00	13.44	16.47
99.90	17.35	16.47

consecuencia del paso de integrar con respecto a los factores de riesgo la expresión (10) de la metodología de la sección II.2, cuyo resultado es la expresión (11). Resultado de esta operación se obtiene una distribución incondicional de las distribuciones de probabilidades de incumplimiento como en la versión más simple de la metodología pero, como se señala en el párrafo anterior, ahora con la mejora de que incorpora, en forma indirecta, las correlaciones de incumplimiento entre los créditos de las carteras de préstamos, toda vez que sus probabilidades de incumplimientos están determinadas por factores comunes. Los resultados obtenidos se transcriben en el cuadro 15. De su análisis, y en comparación con los resultados obtenidos en la versión más simple, se observa que los bancos siguen presentando adecuados niveles de provisiones y de capital regulatorio, pero los niveles de suficiencia son menores. En ese sentido sólo un banco tiene un VaR calculado en 99.9% menor a la suma de las provisiones y del capital regulatorio; de los 11 restantes, sólo seis, con sus provisiones y capital regulatorio, podrían superar pérdidas estimadas hasta con un intervalo de confianza del 99%, y por último los dos mismos bancos que sólo podrían absorber pérdidas estimadas que acumulan hasta un 97% de probabilidad en la versión simple, vuelven a presentar la misma situación en la versión más completa.

Se obtiene la misma conclusión cuando se comparan los VaR

CUADRO 15. DISTRIBUCIÓN DE PROBABILIDAD ACUMULADA DE PÉRDIDAS POR INCOBRABILIDAD^a EN LA VERSIÓN MÁS COMPLETA DE CREDITRISK+

	Banco 1	Banco 2	Banco 3	Banco 4	Banco 5	Banco 6	Banco 7	Banco 8	Banco 9	Banco 10	Banco 11	Banco 12
0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
5.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
10.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
15.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
20.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
25.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
30.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.43	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
35.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.43	0.00	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
40.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.87	0.00	0.40	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
45.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.87	0.00	0.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
50.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.30	0.00	0.80	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
55.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.30	0.00	1.20	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
60.00	0.00	0.56	0.00	0.00	1.74	0.00	1.60	0.50	0.00	0.80	0.00	0.00
65.00	0.00	0.56	0.00	0.50	2.17	0.00	2.40	0.50	0.71	0.80	0.00	0.00
70.00	0.00	1.11	0.00	0.50	2.61	0.67	2.80	1.00	0.71	0.80	0.91	0.00
75.00	0.53	1.11	0.53	1.50	3.04	1.33	3.60	1.50	1.43	1.60	0.91	0.00
80.00	0.53	2.22	1.58	2.50	3.91	2.00	4.40	2.50	2.14	2.40	1.82	0.00

85.00	1.58	2.78	3.68	3.50	5.22	2.67	5.60	3.50	2.86	3.20	2.73	0.00
90.00	3.68	4.44	4.74	6.00	6.96	4.00	7.60	6.00	4.29	4.00	5.45	0.00
95.00	5.26	7.22	7.89	9.00	9.57	6.67	10.00	9.50	7.14	7.20	9.09	3.33
96.00	6.92	8.33	8.95	10.00	10.43	8.00	11.20	10.00	8.57	9.60	10.91	8.33
97.00	7.37	9.44	10.00	11.00	11.74	10.00	12.40	11.00	10.00	16.00	13.64	8.33
98.00	8.42	11.11	11.58	12.50	13.48	13.33	14.00	13.00	14.29	16.80	18.18	13.33
99.00	10.53	13.33	14.21	15.50	16.52	16.00	16.80	16.00	16.43	18.40	20.91	25.00
99.90	17.37	22.78	24.21	26.00	26.52	26.67	26.80	27.00	27.86	28.00	35.45	38.33
Porcentaje de provisiones	5.05	2.46	2.62	5.26	4.93	1.98	7.42	3.97	3.52	2.63	2.97	1.06
Porcentaje de capital regulatorio sobre total de exposiciones	11.64	11.80	11.25	10.65	14.63	11.75	14.48	12.84	12.15	32.09	11.54	9.99
Porcentaje de provisiones más porcentaje de capital regulatorio	16.70	14.25	13.87	15.91	19.57	13.73	21.90	16.80	15.67	34.72	14.51	11.05

^a Las pérdidas están medidas en porcentaje de la cartera.

promedio⁶ calculados para distintos intervalos de confianza con las sumas de provisiones y capitales regulatorios promedio del sistema bancario,⁷ como se desprende del cuadro 16. En promedio, el sistema bancario acredita provisiones y capital regulatorio suficientes para soportar pérdidas por incobrabilidad derivadas de sus exposiciones al sector industrial que acumulan hasta un 99% de probabilidad de ocurrencia, pero el VaR calculado al 99.9% de probabilidad en la versión más completa es notoriamente más grande que el mismo VaR de la versión más sencilla.

CUADRO 16. COMPARATIVO ENTRE EL VaR PROMEDIO DEL SISTEMA CON LA SUMA DEL CAPITAL REGULATORIO Y PREVISIONES DEL SISTEMA (en porcentajes)

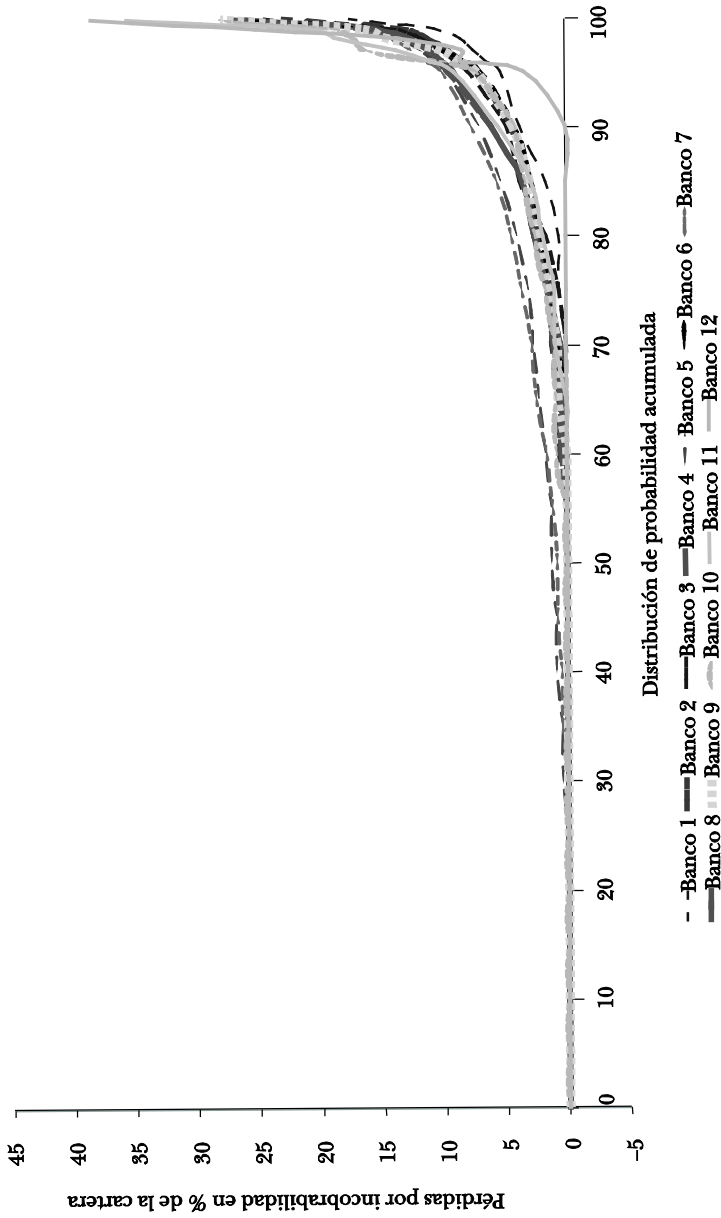
<i>Intervalo de confianza</i>	<i>VaR promedio</i>	<i>Capital regulatorio y provisiones promedio</i>
92.00	6.17	16.47
93.00	6.77	16.47
94.00	7.51	16.47
95.00	8.19	16.47
96.00	9.45	16.47
97.00	10.99	16.47
98.00	13.58	16.47
99.00	16.29	16.47
99.90	27.01	16.47

Los resultados encontrados en su comparación con la versión más sencilla de Creditrisk+ son congruentes con los supuestos de esta versión. Probabilidades de incumplimiento de las calificaciones de riesgo determinadas por factores de riesgo comunes explican, como se señaló, las correlaciones positivas que suelen constatarse entre los incumplimientos de deudores de una cartera. Variaciones de esos factores de riesgo causan variaciones en las probabilidades de incumplimiento de igual signo entre las distintas calificaciones de riesgo. Si las carteras se conforman de créditos cuyas probabilidades de incumplimiento están correlacionadas positivamente, las

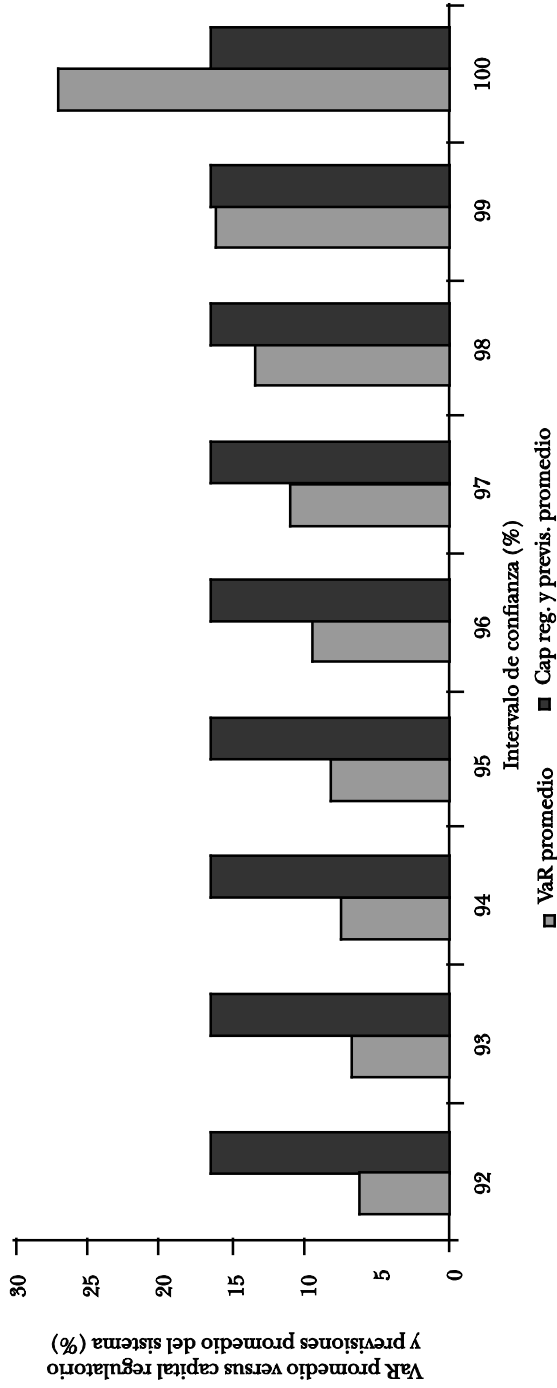
⁶ Los VaR promedio se calcularon ponderando los VaR de cada banco por el peso relativo que su cartera de exposiciones al sector industrial presenta respecto al total de exposiciones del sistema bancario.

⁷ El promedio de provisiones y capitales regulatorios se calculó de la misma forma que el VaR promedio del sistema.

GRÁFICA XIV. DISTRIBUCIÓN ACUMULADA DE LAS PÉRDIDAS POR INCOBRABILIDAD. VERSIÓN MÁS SIMPLE DE CREDITRISK+



GRÁFICA XVI. COMPARACIÓN DEL VAR PROMEDIO CON PREVISIONES Y CAPITAL REGULADOR PROMEDIO DEL SISTEMA BANCARIO EN LA VERSIÓN MÁS SIMPLE DE CREDITRISK+



distribuciones de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad de dichas carteras necesariamente deben presentar mayores dispersiones en comparación con el caso de suponer que tales correlaciones no existen, como asume la versión más simple de la metodología. En otras palabras, los VaR que habrían de hallarse para cada cartera de créditos, en teoría, deberían ser mayores y los resultados encontrados así lo confirmaron.

c) Simulación histórica

Como se desprende del numeral 9 de la metodología, a partir de valores verificados en los factores de riesgo se podrían obtener probabilidades de pérdidas de cada calificación de riesgo crediticio condicionadas al ciclo económico. A efectos ilustrativos se vuelve a transcribir el desarrollo:

$$P_i(x) = \bar{P}_{c(i)} \sum_{k=1}^K x_k w_{c(i),k}; \sum w_{c(i),k} = 1; w_{c(i),k} \geq 0 \forall i, k.$$

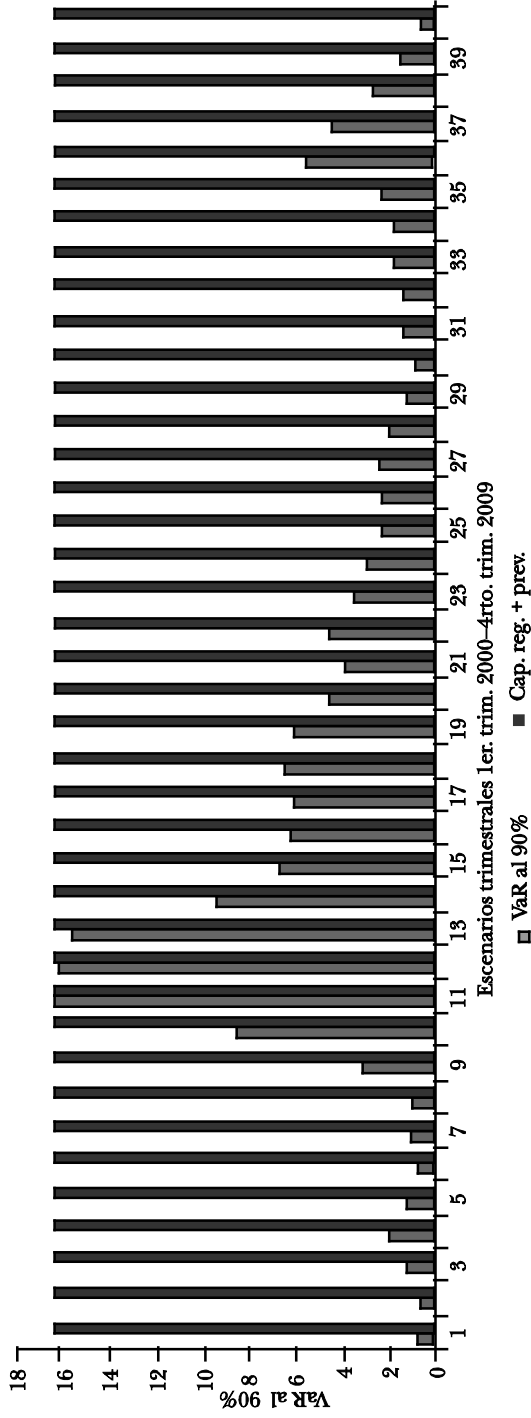
Como forma de evaluar la sensibilidad de las pérdidas por incobrabilidad con respecto a la fase del ciclo económico se realizó un ejercicio de simulación histórica. Para ello se obtuvieron las distribuciones de probabilidades de pérdidas de las carteras de préstamos del sistema bancario al sector industrial al 30 de junio del 2010 con los supuestos de verificarse los mismos escenarios para los factores de riesgo considerados en los 40 trimestres comprendidos entre el año 2000 y el 2009.

En las gráficas XVII a XX se presentan los valores promedio del VaR del sistema para cada escenario trimestral simulado, los que se comparan con el promedio de las sumas de previsiones y capital regulatorio con las que cuentan los bancos al 30 de junio de 2010. De su análisis se observa que sólo para un VaR promedio trimestral⁸ calculado para un intervalo de confianza del 90%, las sumas promedio de previsiones y capitales regulatorios de los bancos fueron superiores a esos importes, en los 40 escenarios trimestrales.

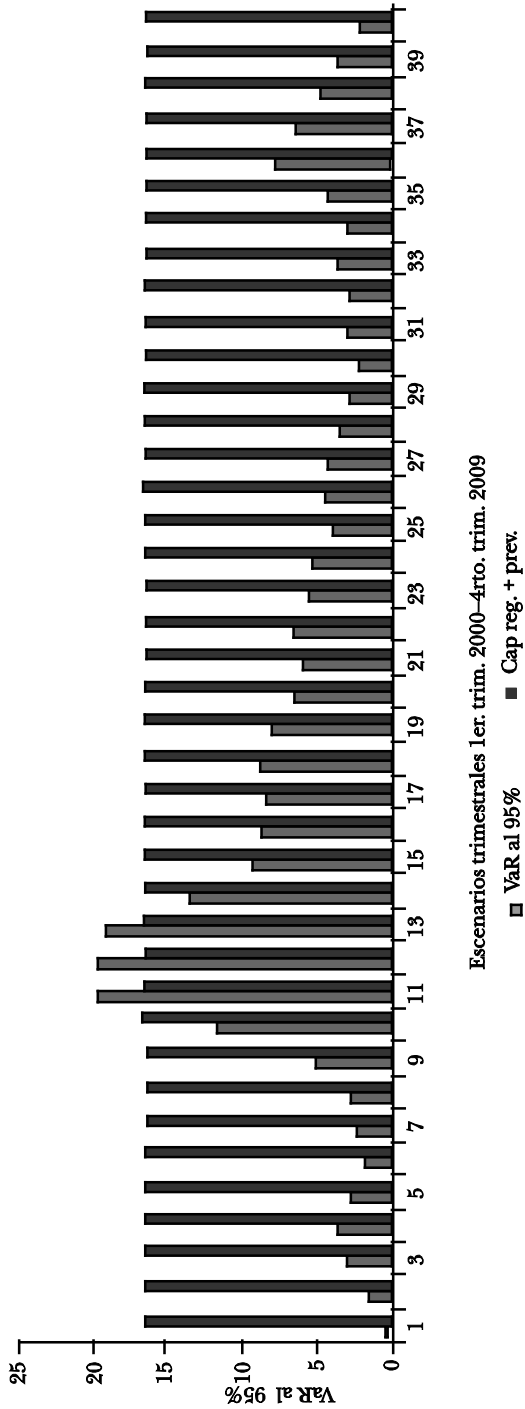
Para un VaR promedio trimestral, calculado para un intervalo de confianza del 95% hubo tres escenarios trimestrales

⁸ El promedio calculado se obtuvo ponderando los VaR de cada banco por el peso relativo de su cartera de exposiciones en el total.

GRÁFICA XVII. SIMULACIÓN HISTÓRICA DEL VAR (90%) PROMEDIO DEL SISTEMA VERSUS SUMA DE CAPITAL REGULATORIO Y PREVISIONES PROMEDIO DEL SISTEMA (2000T1-2009T4)



GRÁFICA XVIII. SIMULACIÓN HISTÓRICA DEL VaR (95%) PROMEDIO DEL SISTEMA CONTRA SUMA DE CAPITAL REGULATORIO Y PREVISIONES PROMEDIO DEL SISTEMA (2000T1-2009T4)

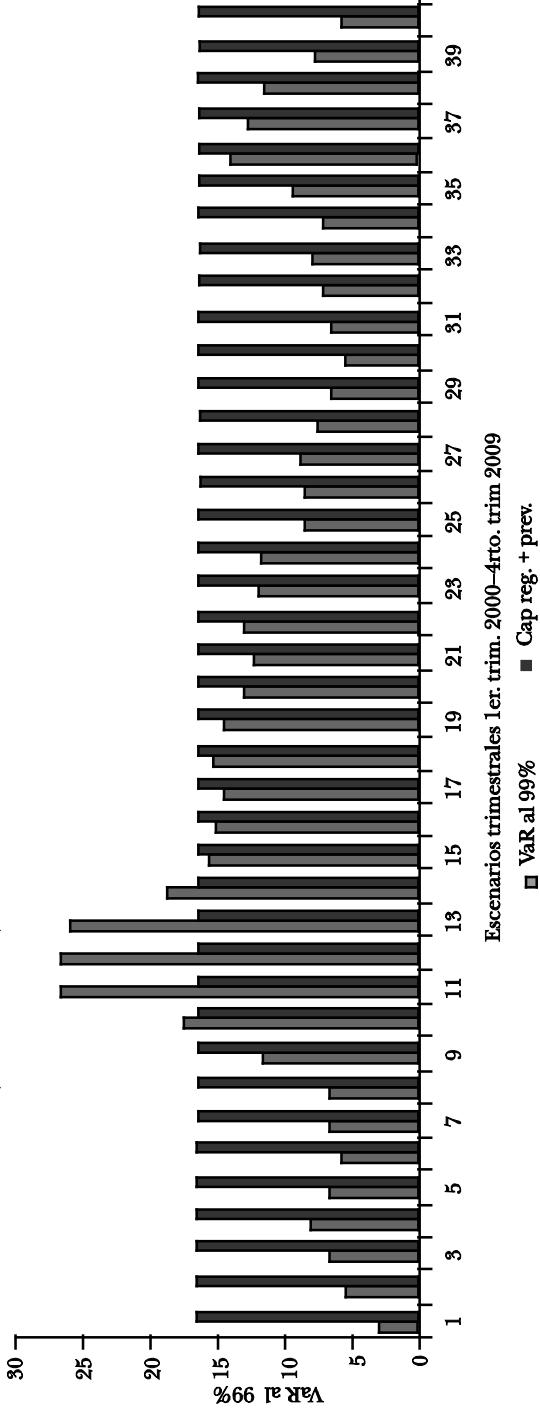


Escenarios trimestrales 1er. trim. 2000-4to. trim. 2009

■ VaR al 95%

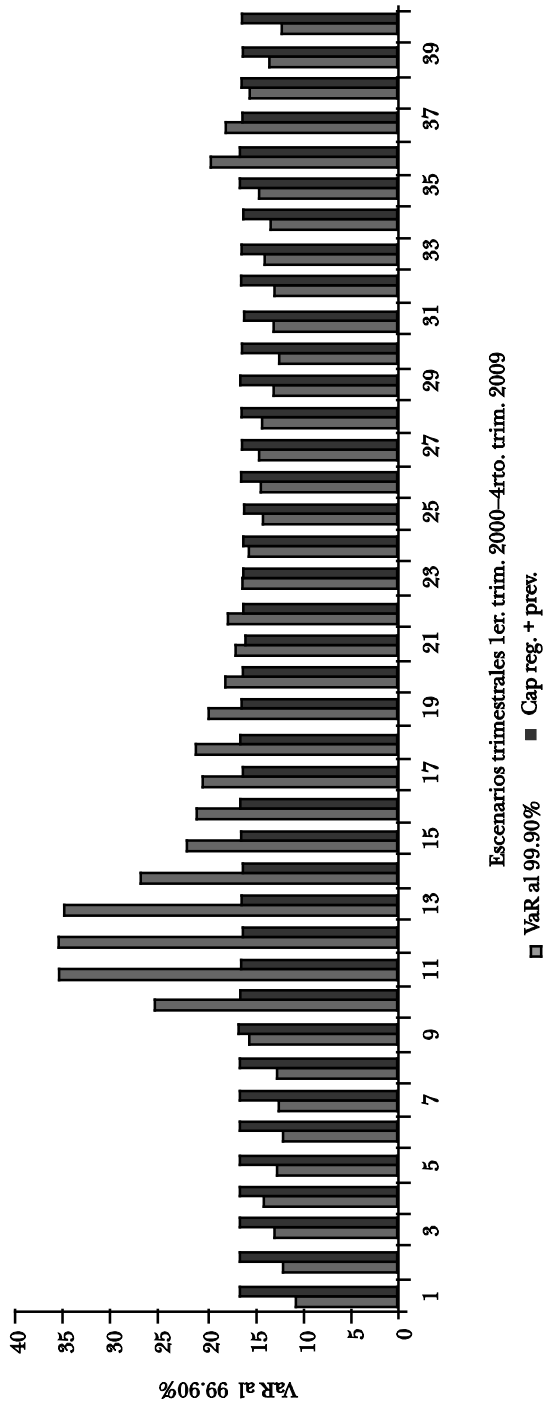
■ Cap reg. + prev.

GRÁFICA XIX. SIMULACIÓN HISTÓRICA DEL VaR (99%) PROMEDIO DEL SISTEMA VERSUS SUMA DE CAPITAL REGULATORIO Y PREVISIONES PROMEDIO DEL SISTEMA (2000T1-2009T4)



Escenarios trimestrales 1er trim. 2000-4to. trim 2009
□ VaR al 99% ■ Cap reg. + prev.

GRÁFICA XX. SIMULACIÓN HISTÓRICA DEL VaR (99,90%) PROMEDIO DEL SISTEMA VERSUS SUMA DE CAPITAL REGULATORIO Y PREVISIONES PROMEDIO DEL SISTEMA (2000T1-2009T4)



(del tercero del 2002 al primero del 2003) en los cuales de identificó una insuficiencia de la suma promedio de previsiones y capitales regulatorios.

Para un VaR promedio trimestral, calculado para un intervalo de confianza del 99%, los escenarios de déficit fueron cinco (del segundo trimestre del 2002 al segundo del 2003).

Para un VaR promedio trimestral, calculado para un intervalo de confianza del 99.90%, los escenarios de déficit fueron 16 agrupados en dos periodos (el primero desde el segundo trimestre del 2002 al tercero del 2005 y el segundo desde el cuarto trimestre del 2008 al primero del 2009).

En el cuadro 17 se presentan los importes de los VaR promedio de los 40 escenarios considerados calculados para intervalos de confianza del 90%, 95%, 99% y 99.9%.

Se observa que el promedio de los 40 escenarios arroja un superávit en todos los VaR, excepto cuando el mismo se calcula para un intervalo de confianza del 99.9%, cuando el promedio del déficit asciende al 1.01%. La dispersión relativa de los superávit-déficit de los 40 escenarios, medida a través del coeficiente de variación, aumenta a medida que crece el intervalo de confianza. En ese sentido, pasa del 0.33 para un intervalo del 90% al 6.30 para un intervalo del 99.9%. Los máximos superávit se presentan en el escenario correspondiente a los valores de los factores de riesgo del primer trimestre del 2000 y los peores valores se registran en el tercer trimestre del 2002 para los tres primeros intervalos de confianza elegidos y en el cuarto trimestre del mismo año para el intervalo de confianza del 99.9%. Del análisis de estos últimos escenarios se puede concluir que los bancos hoy, en promedio, de repetirse estos escenarios tendrían una insuficiencia promedio de capital regulatorio y previsiones con relación a su VaR promedio para intervalos de confianza del 99% y 99.9%, del 10.18% y del 19.05%, respectivamente. La insuficiencia promedio para un intervalo de confianza del 95% no se considera significativa (3.24%).

El ejercicio de simulación permite concluir que la sensibilidad de las pérdidas por incobrabilidad de las carteras de préstamos al sector industrial de los bancos al ciclo económico es significativa. Movimientos a la baja del ciclo económico provocan desplazamientos de las distribuciones de probabilidad

CUADRO 17. MEDIDAS ESTADÍSTICAS DEL EJERCICIO DE SIMULACIÓN HISTÓRICA (en porcentajes y trimestres)

	Promedio	Desviación estándar	Coeficiente var.	Máximo		Mínimo	
				Valor	Trimestre	Valor	Trimestre
VaR al 90%	4.14						
Capital regulatorio más provisiones	16.47						
Superávit	12.33	4.12	0.3343	15.96	I-2000	0.03	III-2002
VaR al 95%	6.06						
Capital regulatorio más provisiones	16.47						
Superávit	10.42	4.78	0.4593	15.64	I-2000	-3.24	III-2002
VaR al 99%	11.28						
Capital regulatorio más provisiones	16.47						
Superávit	5.20	5.75	1.1065	13.32	I-2000	-10.18	III-2002
VaR al 99.9%	17.49						
Capital regulatorio más provisiones	16.47						
Superávit (déficit)	-1.01	6.37	6.3050	5.70	I-2000	-19.05	IV-2002

por incobrabilidad hacia la derecha que aumentan de modo significativo las probabilidades de ocurrencia de valores extremos, en detrimento de los superávits de capital regulatorio y provisiones que los bancos pudieran tener. En ese sentido, y a título ilustrativo, para una probabilidad acumulada del 99%, el sistema bancario, en promedio, pasa de registrar un superávit máximo de capital regulatorio y provisiones por encima de pérdidas por incobrabilidad del 13.32% (primer trimestre del 2000) a un déficit del 10.18% (tercer trimestre del 2002), guarismos expresados como proporciones de los montos totales de exposiciones.

Los valores altos de VaR, como era de esperar, comienzan a verificarse en torno a los trimestres que precedieron a la crisis del 2002, alcanzan su máximo durante la crisis, y mantienen valores altos, con una tendencia decreciente, en los trimestres posteriores. La tendencia decreciente, desde máximos, comienza a observarse promediando el año 2003 y se mantiene hasta mediados del 2007, cuando comienza a experimentar un nuevo repunte que llega a un nuevo máximo en el último trimestre del 2008, coincidiendo con la crisis financiera internacional. Esta tendencia alcista rápidamente se revierte comenzado el año 2009, cuando se comprueba que el efecto contagio termina siendo más leve de lo que se temía en un principio.

Los trimestres de VaR altos coinciden con valores extremos de los factores de riesgo, determinantes de importantes incrementos en las probabilidades de incumplimiento. En ese sentido se señala:

- un notorio aumento del UBI que llegó a alcanzar un valor máximo de 2,047.67 en el tercer trimestre del 2002 (el mínimo del periodo fue de 139.33 en el segundo trimestre del 2007);
- una importante caída de los depósitos que llegaron a un mínimo de 6,635.67 millones de dólares en el primer trimestre del 2003 cuando su máximo fue de 15,086.09 millones en el cuarto trimestre del 2009;
- un significativo incremento en las tasas de interés con un máximo de 12.18% para el tercer trimestre del 2002 (el mínimo fue de 5.39% y se registró en el segundo trimestre del 2008), y

- una caída brusca en el índice medio de salarios real a partir del tercer trimestre del 2002 (más de diez puntos porcentuales con respecto al trimestre anterior), que inicia un proceso decreciente del indicador hasta un mínimo de 84.85 en el segundo trimestre del 2004. Desde ese mínimo, la tendencia ha sido creciente hasta llegar a un valor de 109.08 en el cuarto trimestre del 2009 (el máximo corresponde al primer trimestre del 2000 con un valor de 111.46).

Los desplazamientos de las distribuciones de probabilidad de pérdidas hacia la derecha, con sus consecuentes aumentos de VaR de fines del año 2008 se explican básicamente por dos factores:

- un aumento significativo del UBI (riesgo país) que en el último trimestre de dicho año se duplicó con respecto al trimestre anterior (pasó de 304.67 a 661.00), como consecuencia de que muchos inversores extranjeros liquidaron sus posiciones en bonos soberanos de Uruguay, no tanto porque percibieran debilidades en los fundamentos de la economía uruguaya, o por temor a un efecto contagio, que siempre está presente, sino más bien en busca de liquidez que les permitiera atender sus necesidades más urgentes, y
- en un alza de la tasa de interés de casi 100 puntos básicos (pasó de 5.66% a 6.63%).

En relación con los comportamientos de los factores de riesgo, varios elementos diferencian los dos periodos identificados de aumento de las probabilidades de pérdidas por incumplimiento. Los incrementos de dichas probabilidades son notoriamente más significativos durante la crisis del 2002 que durante la caída en el nivel de actividad a fines del 2008.

Durante la crisis del 2002 todos los factores determinantes de las probabilidades de incumplimiento obraron en el mismo sentido. Uruguay desde el año 1999 venía sufriendo una recesión. La crisis de Argentina que desembocó en el fin del Plan de Convertibilidad y en la declaratoria de moratoria de su deuda soberana a finales del 2001 y comienzos del 2002 generó un efecto contagio en Uruguay, quien ya padecía algunos de los problemas del país vecino, en cuanto al incremento de su deuda y al aumento del déficit fiscal. El contagio

operó a través del sistema bancario y se catalizó por el descubrimiento de un enorme fraude con valores argentinos de parte del banco privado más grande de ese entonces. En ese sentido, temiéndose que en Uruguay se aplicara una medida similar a la del corralito de los depósitos decretado por el gobierno argentino, los depositantes argentinos en el sistema uruguayo comenzaron a retirar sus depósitos, sobre todo cuando, a diferencia de lo ocurrido en otras crisis bancarias puntuales, un banco de capitales argentinos no fue rescatado por el estado uruguayo en febrero del 2002. Concomitantemente los rendimientos de la deuda soberana uruguaya comenzaron a subir (riesgo país) determinando incrementos en el resto de las tasas de interés de la economía uruguaya. La corrida de depósitos le infligió importantes pérdidas de reservas al banco central, como consecuencia del retiro de encajes en moneda extranjera de los bancos para cubrir sus retiros y de la asistencia financiera otorgada a los bancos con dificultades. El tipo de cambio fijo fue abandonado el 19 de junio del 2002, lo que produjo en menos de mes y medio una depreciación de la moneda local de más del 50%. A la caída inmediata en el salario real de los trabajadores, se le sumó las dificultades de pago de parte de las empresas endeudadas en dólares con generación de ingresos en moneda local. Los bancos sufrieron importantes crisis de liquidez, consecuencia de los retiros y del aumento de la mora de sus deudores. Luego del feriado bancario de fines de julio del 2002, en el que se obtuvo la asistencia financiera del gobierno de Estados Unidos y luego del Fondo Monetario Internacional y en el que también se resolvió mantener cerrados a aquellos bancos invariables, la corrida se logró contener. Sin embargo, el alto riesgo de suspensión de pagos del Estado uruguayo se mantuvo hasta entrado el año 2003, cuando se procedió al canje de la deuda soberana uruguaya, lo que permitió abatir el riesgo país.

La crisis financiera mundial del 2008 tomó a Uruguay mejor preparado que otras crisis del pasado, disponiendo de mayores fortalezas que en el 2002, con varios años de sostenido crecimiento de su PIB, con un sistema financiero ya saneado que contaba con mayores niveles de capital y más liquidez y con una mora muy baja. Al mismo tiempo, el

régimen de tipo de cambio fluctuante, vigente desde la crisis del 2002 permitió una rápida adecuación del tipo de cambio nominal que mitigó el efecto que la caída de los precios internacionales tuvo en los ingresos del sector externo de Uruguay. La rápida recuperación de los precios de los productos básicos, explicada por que varios países demandantes de materias primas siguieron creciendo a pesar de la crisis, permitió que la caída de actividad se revirtiera a lo largo del año 2009, determinando incluso, que el año cerrara con un crecimiento del PIB del 2.9%. A diferencia del 2002, los depósitos totales no cayeron, sino que por el contrario mantuvieron su tendencia creciente y el salario real también siguió en recuperación. Como se señalara, el impacto de la crisis se materializó por un alza del riesgo país y de las tasas activas de los bancos en el último trimestre del 2008, factores determinantes del incremento de las probabilidades de pérdidas por incobrabilidad.

El ejercicio de simulación también permite observar el efecto en las distribuciones de probabilidad de las pérdidas por incobrabilidad, evaluando en el presente la suficiencia del capital regulatorio y las provisiones en escenarios con valores más favorables de los factores de riesgo. En ese sentido, se observan distribuciones de pérdidas con menores probabilidades de ocurrencia de valores extremos (menores VaR) en el periodo previo a la crisis (primer trimestre del 2000 hasta el último trimestre del 2001) y desde el primer trimestre del 2007 hasta el segundo trimestre del 2008. El crecimiento de los VaR como consecuencia de la crisis internacional del 2008 se diluyó en el último trimestre del 2009. El primer periodo identificado se caracterizó por valores del UBI (riesgo país) bajos, altos volúmenes de depósitos, índices medios de salarios reales en valores máximos del periodo. La tasa de interés era la única variable que desentonaba con valores por encima del 10%. El segundo periodo reseñado se caracterizó por valores bajos del UBI, un volumen de depósitos en franca recuperación, salarios reales que mejoran sin llegar a los niveles previos a la crisis del 2002 y tasas de interés bajas. En el último trimestre del 2009 encontramos un riesgo país en niveles previos a la crisis internacional del 2008, depósitos en el monto máximo del periodo, un salario real prácticamente

similar al del comienzo del decenio y tasas de interés en mínimos del periodo.

IV. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El objetivo del presente trabajo fue evaluar la suficiencia del capital regulatorio y de las provisiones de las carteras de préstamos al sector industrial de los bancos al 30 de junio del 2010 y concluir sobre la sensibilidad de las pérdidas por incobrabilidad respecto al ciclo económico.

A tales efectos se aplicó la metodología Creditrisk+ para estimar las distribuciones de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad en el escenario actual y en escenarios simulados. La empresa requirió, entre sus tareas más importantes, estimar probabilidades de incumplimiento por calificación de riesgo crediticio a partir de incumplimientos trimestrales efectivamente verificados durante el primer decenio del siglo, correlaciones de incumplimientos entre deudores que compartían la misma calificación y aquellos que presentaban distinta calificación e identificar aquellos factores de riesgo del entorno macroeconómico, cuya variabilidad pudiera explicar mejor las variaciones de las tasas de incumplimiento.

- En su versión más simple, Creditrisk+ asume que las probabilidades de incumplimiento de los deudores son pequeñas, constantes e independientes. Las probabilidades de incumplimiento se estimaron por máxima verosimilitud. Del análisis de las distribuciones de probabilidad estimadas, de las provisiones por incobrabilidad constituidas y de los capitales regulatorios de cada banco se puede concluir que los bancos presentan, con relación a sus carteras de préstamos al sector industrial, adecuados niveles de provisiones y capital regulatorio. Asimismo, en promedio y a la fecha del análisis, el sistema bancario acredita provisiones y capital regulatorio suficientes para soportar pérdidas por incobrabilidad derivadas de sus exposiciones al sector industrial que acumulan hasta un 99% de probabilidad de ocurrencia.

- La versión más completa de Creditrisk+ asume que las probabilidades de impago son variables en el tiempo y se

pueden explicar por una suma ponderada de “K factores de riesgo”, los que muestra distribuciones gamma independientes con media unitaria y varianza σ_k . Las correlaciones de probabilidades de impago entre deudores, en general positivas, están implícitas en las variaciones de los factores de riesgo, lo que provoca que las distribuciones de probabilidad de pérdidas en esta versión tengan colas más anchas que en la versión más simple de la metodología. Los factores de riesgo que se identificaron para la aplicación de esta versión más completa de la metodología fueron: el promedio trimestral de depósitos totales del sector no financiero en el sistema bancario, el promedio trimestral del índice medio de salarios real, un índice de riesgo país (UBI) calculado por la Bolsa Electrónica de Valores del Uruguay, y la tasa de interés activa promedio trimestral en dólares por colocaciones al sector no financiero.

- Del análisis de la aplicación de la versión más completa de Creditrisk+ y en comparación con los resultados de la versión más simple se concluye que, pese a los peores resultados obtenidos, los bancos siguen presentando adecuados niveles de previsiones y de capital regulatorio, pero los niveles de suficiencia son menores. A la misma conclusión se arriba cuando el análisis se realiza sobre promedios del sistema bancario. El sistema bancario acredita al 30 de junio de 2010, en promedio, previsiones y capital regulatorio suficientes para soportar pérdidas por incobrabilidad derivadas de sus exposiciones al sector industrial que acumulan hasta un 99% de probabilidad de ocurrencia.

- Asimismo, se evaluó la sensibilidad de las pérdidas por incobrabilidad con respecto al ciclo económico mediante un ejercicio de simulación histórica. En ese sentido se estimaron distribuciones de probabilidad de pérdidas por incobrabilidad para 40 escenarios, definidos, a partir de los valores asumidos por los factores de riesgo considerados en cada uno de los 40 trimestres comprendidos entre el año 2000 y el año 2009, periodo que se corresponde con un ciclo económico. El análisis de suficiencia de las previsiones y del capital regulatorio se realizó mediante la comparación de los VaR promedio del sistema bancario para distintos intervalos de

confianza con capitales regulatorios y provisiones promedio de cada escenario trimestral. En ese sentido, se observa que para una probabilidad acumulada del 99%, el sistema bancario, en promedio, pasa de registrar un máximo de superávit de capital regulatorio y provisiones por encima de pérdidas por incobrabilidad del 13.32% (primer trimestre del 2000) a un déficit del 10.18% (tercer trimestre del 2002), guarismos expresados como proporciones de los montos totales de exposiciones. Los valores altos de VaR, como era de esperar, comienzan a observarse en torno a los trimestres que precedieron a la crisis del 2002, alcanzan su máximo durante la crisis, y mantienen valores altos, con una tendencia decreciente, en los trimestres posteriores. La tendencia decreciente, desde máximos, comienza a observarse promediando el año 2003 y se mantiene hasta mediados del 2007 cuando comienza a experimentar un nuevo repunte que llega a un nuevo máximo en el último trimestre del 2008, coincidiendo con la crisis financiera internacional. Esta tendencia alcista rápidamente se revierte al comenzar el año 2009. Los valores que asumen los factores de riesgo en los distintos escenarios permiten claramente diferenciar buenos de malos escenarios y explicar los incrementos en las probabilidades de pérdidas, que se traducen en desplazamientos de sus distribuciones de probabilidad hacia la derecha con los consecuentes incrementos de los VaR. En síntesis, el ejercicio de simulación histórica permitió concluir que la sensibilidad de las pérdidas por incobrabilidad de las carteras de préstamos al sector industrial de los bancos con respecto del ciclo económico es significativa y que de repetirse escenarios como los vividos durante la crisis del 2002 el sistema bancario tendría problemas de suficiencia del capital regulatorio y de provisiones.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Ávila Embriz, Fernando, Javier Márquez Diez-Canedo y Alberto Romero Aranda (2002), *Implantación del Modelo CyRCE: simplificaciones por estructura y estimación de parámetros*, Banco de México, abril.

- Credit Suisse Financial Products (1997), *Credit Risk +: A Credit Risk Management Framework*, Nueva York.
- Elizondo, Alan (coord.) (2004), *Medición integral del riesgo de crédito*, Editorial Limusa, México.
- Fernández, Daniel, y Rosario Soares Netto (2007), *Valor en riesgo de las carteras de créditos a la industria del sector bancario en el periodo 2000-2006*, tesis de maestría en Finanzas, Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República, Montevideo.
- Gordy, Michael (2000), "A comparative Anatomy of Credit Risk Models", *Journal of Banking and Finance*, vol. 24, pp. 119-149.
- Gupton, Greg M., Christopher C. Finger y Mickey Bhatia (1997), *CreditMetrics™: Technical Document*, J. P. Morgan & Co. Incorporated, abril, Nueva York.
- Márquez Diez-Canedo, Javier (2002), *El impacto de la correlación entre impagos en la concentración de riesgo en portafolios de préstamos bancarios: construcción de un índice de concentración de riesgo y adecuación del modelo CyRCE para medir el riesgo de crédito*, Banco de México, junio.
- Márquez Diez-Canedo, Javier (2002), *Suficiencia de capital y riesgo de crédito en carteras de préstamos bancarios: un modelo de impago que relaciona la suficiencia de capital con el riesgo de crédito, mide el riesgo de concentración, y determina límites individuales para los créditos*, Dirección General de Análisis del Sistema Financiero, Banco de México, abril (Documento de Investigación, núm. 2002-04).
- Márquez Diez-Canedo, Javier (2007), *Una nueva visión del riesgo de crédito*, Editorial Limusa, México.
- Márquez Diez-Canedo, Javier, y Fabricio López-Gallo (2006), "Un modelo de análisis del riesgo de crédito y su aplicación para realizar una prueba de estrés del sistema financiero mexicano", *Estabilidad Financiera*, Banco de España, núm. 10, mayo, pp. 25-54.
- Marrison, Chris (2002), *The Fundamentals of Risk Measurement*, McGraw Hill.
- Rodríguez Dupuy, Analía (2007), *Distribución de pérdidas de la cartera de créditos: el método unifactorial de Basilea II vs. estimaciones no paramétricas*, tesis de maestría en Economía Inter-

nacional, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Montevideo.

Vallcorba, Martín, y Javier Delgado (2007), *Determinantes de la morosidad bancaria en una economía dolarizada: el caso uruguayo*, Banco de España (Documento de Trabajo, núm. 0722).

Carlos A. Medel Vera

¿Akaike o Schwarz? ¿Cuál utilizar para predecir el PIB chileno?

I. INTRODUCCIÓN

La precisión de los pronósticos es un elemento crucial para el éxito de la mayoría de las decisiones económicas; sin embargo, no existe hoy en día una metodología econométrica sistemáticamente superior en capacidad predictiva. Una manera común de realizar proyecciones económicas consiste en la estimación del modelo verdadero de una variable basado en un criterio de ajuste a los datos, más allá de lo que pueden sugerir sus fundamentos. Como cualquier otra estimación econométrica con muestras finitas, puede ser sensible en mayor o menor medida al tamaño de muestra disponible, y a las transformaciones y características de los datos. En este trabajo

Publica el CEMLA, con la debida autorización, el trabajo de C. A. Medel Vera, funcionario de la Gerencia de Investigación Económica, del Banco Central de Chile. El autor agradece los comentarios de Carlos Alvarado, Michael Pedersen, Sergio Salgado, a los asistentes del seminario de Universidad Santo Tomás, a un árbitro anónimo, y de manera especial los comentarios y ayuda de Pablo Pincheira. Las ideas y opiniones presentadas en este trabajo no necesariamente representan la visión del Banco Central de Chile o de sus autoridades. Los errores u omisiones son responsabilidad exclusiva del autor. Correo electrónico: <cmedel@bcentral.cl>.

se evalúa la capacidad predictiva de modelos autorregresivos integrados de medias móviles (ARIMA)¹ construidos dentro de muestra de acuerdo con los criterios de información de Akaike y Schwarz (en adelante AIC y BIC, respectivamente)² para determinar cual de los dos posee el mejor rendimiento fuera de muestra. Como se mostrará, el rendimiento predictivo está determinado por el criterio de selección de modelos. Existen otros criterios de ajuste de espíritu similar; sin embargo, se prescinde de su utilización dado que AIC y BIC arrojan generalmente los resultados dentro de muestra de mayor y menor parametrización, respectivamente (Lütkepohl, 1985; Granger y Jeon, 2004). Las estimaciones se realizan con datos sectoriales del PIB chileno. De esta forma, en este trabajo se desea probar la hipótesis nula de que los modelos escogidos con BIC poseen una mejor capacidad predictiva que los escogidos con AIC para los datos sectoriales chilenos.

El ejercicio consiste en la estimación de una familia exhaustiva de modelos ARIMA de orden desconocido pero finito para cada una de las series consideradas, computando en cada caso los criterios de información. Por cada criterio se utiliza para proyectar aquel modelo que minimiza el criterio de información –el de mejor ajuste. Luego, se realizan proyecciones desde uno hasta cuatro trimestres adelante, para cada una de las transformaciones estacionarias de los datos. Finalmente, se construye una serie con la mínima raíz del error cuadrático medio obtenida por cada criterio de información. Los modelos son re-estimados cada vez que una ventana móvil de tamaño fijo avanza en la muestra de evaluación, de manera que sólo se captura la dinámica reciente.

Después de la estimación de más de un millón de modelos, los resultados indican que los modelos con base en BIC presentan una menor raíz del error cuadrático medio que aquellos escogidos con AIC, para los cuatro horizontes analizados. Igualmente, la significancia estadística de estas diferencias calculada con la prueba de Giacomini y White (2006), indica

¹ Para mayores detalles ver Box y Jenkins (1970). Una compilación reciente de las distintas extensiones de la metodología ARMA se encuentra en Holan, Lund, y Davis (2010).

² Mayores detalles se presentan en Akaike (1974), Shibata (1976), Rissanen (1978), Schwarz (1978), y Stone (1979).

que la superioridad predictiva de BIC es robusta principalmente para los mayores horizontes de proyección bajo ciertas transformaciones para alcanzar estacionariedad.

El resto del trabajo continúa de la siguiente manera. En la sección II se analizan los resultados obtenidos en la literatura relacionada. En la sección III se describen los datos y sus transformaciones estacionarias. En la sección IV se describen las estrategias de estimación y métodos de evaluación, para luego, en la sección V presentar los resultados. Finalmente, se concluye en la sección VI.

II. CRITERIOS DE INFORMACIÓN

Ambos criterios de información se derivan de una minimización insesgada del valor esperado del criterio de Kullback-Leibler (ver Kullback y Leibler, 1951), es decir, en la minimización de una medida asimétrica de diferencias entre una función de distribución de probabilidades verdadera y otra estimada. En ambos casos, la medida utilizada es una función dependiente de la función de máxima verosimilitud y penalizando por el número de regresores estimados. Formalmente, los criterios se definen como:

$$AIC : -2(\ell / T) + 2(k / T),$$

$$BIC : -2(\ell / T) + k \log(T) / T,$$

donde ℓ es el valor del logaritmo de la función de máxima verosimilitud, k es el número de regresores del modelo, y T el número de observaciones incluidas en la estimación. Conjuntamente, estas ecuaciones implican que $BIC \leq AIC$ cuando $T \geq 8$, dado que BIC penaliza con mayor gravedad la inclusión de regresores. Así, teóricamente se sostiene que BIC elige un menor número de regresores que AIC, lo que empíricamente se observa, por ejemplo, en Lütkepohl (1985), Nickelsburg (1985), Yi y Judge (1988), Granger y Jeon (2004), Raffalovich *et al.* (2008), Shittu y Asemota (2009), entre otros.

La mayoría de los trabajos que analizan y comparan distintos criterios de información se realizan con el objetivo de encontrar un criterio dominante en la búsqueda del modelo verdadero en un contexto tanto univariado como multivariado,

por ejemplo, Sawa (1978), Amemiya (1980), Pötscher y Srinivasan (1991), Poskitt (1994), Salau (2002), entre otros.³ En la mayoría de los casos se encuentra que BIC indica un mayor número de veces el modelo verdadero comparado con varios criterios, incluyendo AIC y otros de distinta naturaleza.⁴ En Lütkepohl (1985) se comparan fuera de muestra más de diez criterios de selección de modelos y se encuentra que el mejor rendimiento predictivo se alcanza con BIC; resultado compartido por Clark (2004).

Varios trabajos comparan la sensibilidad de ambos criterios frente al tamaño de muestra utilizado. Algunas propiedades asintóticas de ambos criterios son discutidas, por ejemplo, en Geweke y Meese (1981) y en Pötscher y Srinivasan (1991). Por un lado, con probabilidad igual a uno BIC eligirá el modelo autorregresivo verdadero cuando el tamaño de muestra tienda a infinito, toda vez que la búsqueda se realice con un orden mayor o igual al verdadero. En Lütkepohl (1985) se encuentra que si bien BIC vence fuera de muestra a otros criterios, esta superioridad decae mientras mayor es el horizonte de predicción. Por otro lado, Bhansali y Downham (1977) y Shibata (1976, 1980) muestran que AIC no es consistente en modelos autorregresivos, por lo que se obtiene una parametrización distinta frente a diferentes tamaños muestrales. En esa línea, varios trabajos enfatizan el sesgo por muestra pequeña. Bhansali y Downham (1977), y Hurvich y Tsai (1993) proponen correcciones por muestra pequeña a AIC, mejorando sus propiedades asintóticas aunque no suficientes para dominar por completo a AIC (Akaike, 1979). Se destaca, sin embargo, que en este contexto existen divergentes definiciones para muestra pequeña: 45 observaciones para el caso de Sargent y Sims (1977), 14 en Miller, Supel, y Turner (1980), 15 en Nickelsburg (1982), 23 en Sims (1980), 68 en Fischer (1981), 56 en Gordon y King (1982), entre otras. En Sawyer (1979) se clasifica el rendimiento dentro de muestra de varios criterios con muestras asintóticamente grandes,

³ Sobre la determinación del orden autorregresivo en el contexto de VAR, ver Nishi (1988), Granger, King, y White (1995), y Sin y White (1996).

⁴ Sin embargo, la sobreparametrización asociada a AIC resulta ser beneficiosa para la correcta estimación de las funciones impulso-respuesta (Kilian, 2001).

ejercicio que muestra resultados mixtos en muestras pequeñas.⁵

Este trabajo comparte también los resultados expuestos en Granger y Jeon (2004). Utilizando 215 series macroeconómicas de los Estados Unidos, los autores encuentran evidencia de sobreparametrización de la modelación basada en AIC, y una mejor capacidad predictiva asociada a los modelos basados en BIC. Sin embargo, fuera de muestra los criterios no son superiores a un modelo $AR(4)$, ni a un promedio entre ellos. En Stock y Watson (2007) se presenta un ejercicio fuera de muestra comparativo entre modelos lineales y no lineales, incluyendo una modelación ARMA. La evidencia es mixta entre los criterios de información y transformaciones de los datos.

Para el caso del PIB chileno en particular, en Medel (2012) se realiza un ejercicio más amplio al realizado en este trabajo, donde se considera una mayor cantidad de especificaciones y distintas versiones de los datos. Se encuentra evidencia en favor de BIC aunque sin averiguar su significancia estadística. De manera opuesta, para el caso de la inflación chilena, en Cobb (2009) se encuentra evidencia predictiva en favor de AIC por sobre BIC, utilizando diversas especificaciones multivariadas para horizontes de corto plazo. Asimismo, en Pincheira y García (2009) se compara el rendimiento predictivo de diversos modelos ARIMA con una familia de modelos SARIMA extendidos, con especificaciones basadas en AIC y BIC incluidas; también se encuentra que la modelación basada en AIC entrega predicciones más acertadas que aquellas provenientes de modelos escogidos con BIC.

III. DATOS

Los datos corresponden a las Cuentas Nacionales Trimestrales elaboradas por el Banco Central de Chile, tanto por el lado de la oferta como de la demanda. Los datos originales en niveles están denominados en millones de pesos de 2003. Para alcanzar la estacionariedad requerida para la modelación se utilizan las siguientes cinco transformaciones.

⁵ En el contexto de este trabajo se contempla un tamaño muestral de 40 observaciones antes de ajustes, sin tratamientos por muestra pequeña.

$$(i-iv): \Delta^d y_t = \Delta^d [\log(Y_t) - \log(Y_{t-1})], d = \{0, \dots, 3\},$$

$$(v): y_t = (Y_t / Y_{t-4}) \cdot 100 - 100,$$

donde Y_t es la serie en niveles. En adelante, estas transformaciones se denominan $d1$, $d2$, $d3$, $d4$ y $\%$. Todas ellas son transformaciones estacionarias de la serie en niveles; cada una con una función de autocorrelación distinta.

La muestra completa disponible abarca desde 1986.I hasta 2010.IV (cien observaciones). Así, la primera estimación con una ventana móvil fija de 40 observaciones abarca desde 1986.I hasta 1995.IV. Se utilizan 40 observaciones antes de ajustes para capturar solamente la dinámica más reciente, dejando además los grados de libertad suficientes para que la estimación sea insesgada. La muestra remanente utilizada para la evaluación fuera de muestra cubre el período comprendido entre 1996.I y 2010.III (59 observaciones). El ejercicio se realiza con la primera versión de los datos conocidos hasta 2010.IV, y no contempla revisiones de estos (es decir, no es en tiempo real).

Se consideran tres niveles de desagregación, comenzando con el PIB como el nivel de mayor agregación. En el cuadro 1 se presenta esquemáticamente la desagregación del PIB por el lado de la demanda, y en el cuadro 2 por el lado de la oferta. En el apéndice se presentan los estadísticos típicos de todas las series para cada una de las transformaciones.

IV. ESTRATEGIA DE ESTIMACIÓN

1. Modelación ARIMA

Los modelos $ARIMA(p, d, q)$ corresponden a todas las combinaciones posibles del par $(p, q) \subseteq \{0, 1, 2, 3, 4\}^2$, sólo se consideran términos correlativos para p y q , y las transformaciones mencionadas ($d1, d2, d3, d4, \%$). Las especificaciones se pueden sintetizar en:

$$(1) \quad y_t = \mu + \sum_{i=0}^p \rho_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t,$$

donde μ , ρ_i y θ_j son parámetros a ser estimados, y ε_t es un

CUADRO 1. PIB CHILENO POR EL LADO DE LA DEMANDA

	$pi\dot{b} = d\dot{i} + d\dot{e} = c + i + g + (x-m) = (c\dot{h} + c\dot{d}) + (m\dot{e}q + c\dot{o}o + v\dot{e}) + g + (x\dot{s}b + x\dot{s} - m\dot{b} - m\dot{s})$						
$c\dot{h}$	Consumo privado: habitual	c	Consumo privado	$d\dot{i}$	Demanda interna	$pi\dot{b}$	Producto interno bruto
$c\dot{d}$	Consumo privado: durable		$(c\dot{h} + c\dot{d})$		$(c + i + g)$		$(d\dot{i} + d\dot{e})$
$m\dot{e}q$	Maquinarias y equipos	i	Inversión	$d\dot{e}$	Demanda externa		
$c\dot{o}o$	Construcción y obras		$(m\dot{e}q + c\dot{o}o + v\dot{e})$		$(x - m)$		
$v\dot{e}$	Variación de existencias ^a	g	Consumo de gobierno				
g	Consumo de gobierno		(g)				
$x\dot{s}b$	Exportaciones de bienes	x	Exportaciones				
$x\dot{s}$	Exportaciones de servicios		$(x\dot{s}b + x\dot{s})$				
$m\dot{b}$	Importaciones de bienes ^b	m	Importaciones ^b				
$m\dot{s}$	Importaciones de servicios		$(m\dot{b} + m\dot{s})$				

FUENTE: Banco Central de Chile.

^a No considerada en el análisis. ^b Importaciones son restadas.

CUADRO 2. PIB CHILENO POR EL LADO DE LA OFERTA

<i>piib</i>	<i>piib m + piib resto + otros = (ega + pes + min) + (com + ind + con + agr + tra + fin + per + pro + adm) + (iva + cif - ib)</i>	
Producto interno bruto	PIB Recursos naturales	Electricidad, gas y agua
(<i>piib m + piib resto + otros</i>)	(<i>ega + pes + min</i>)	Pesca
	PIB Resto	Minería
	(<i>com + ind + con + agr + tra + fin + per + pro + adm</i>)	Comercio
	Otros sectores	Industria
	(<i>-ib + iva + dim</i>)	Construcción
		Agropecuaria y silvícola
		Transporte y comunicaciones
		Servicios financieros y empresariales
		Servicios personales
		Propiedad y vivienda
		Administración pública
		Imputaciones bancarias ^a
		Impuesto al valor agregado
		Derechos de importación

FUENTE: Banco Central de Chile.

^a Imputaciones bancarias son restadas.

ruido blanco. Se considera una especificación ARIMA debido a la exhaustividad con la que puede capturar la dinámica lineal del tipo de series consideradas, dada la frecuencia y máximo rezago considerado. En Medel (2012) se utiliza la misma muestra del mismo conjunto de datos y se encuentra que la especificación ARIMA arroja los mejores resultados predictivos para series sin tratamiento estacional.

El ejercicio consiste en la estimación de la ecuación (1), para cada una de las series consideradas, computando en cada caso los criterios de información. Por cada criterio se utiliza para proyectar aquel modelo que minimiza el criterio de información –el de mejor ajuste. Se realizan proyecciones desde uno hasta cuatro trimestres adelante, con cada una de las transformaciones estacionarias de los datos. Posteriormente, se construye una serie con la mínima raíz del error cuadrático medio obtenida por cada criterio de información. Así, los resultados se presentan en términos de la transformación que arroja el mejor ajuste un mayor número de veces en promedio, dada la serie, criterio, y horizonte. Los modelos son reestimados –encontrando una especificación y transformación distinta– cada vez que una ventana móvil de tamaño fijo avanza en la muestra de evaluación, capturando sólo la dinámica reciente. Todas las estimaciones son realizadas con el *add-in* ARIMAS de Eviews 7.1.

Tras contabilizar cinco transformaciones, 34 variables, cuatro horizontes, dos criterios, 20 posibles combinaciones de modelos, para 59 ventanas móviles, el número de modelos estimados alcanza:

$$5 \times 34 \times 4 \times 2 \times 20 \times 59 = 1,604,800 \text{ modelos.}$$

Este número es ligeramente inferior debido a que la función de máxima verosimilitud no fue computable en pocas ocasiones.

2. Evaluación de la capacidad predictiva

Se basa en la comparación de la raíz cuadrada del error cuadrático medio (RECM), y la inferencia realizada con una modificación de la prueba de Giacomini y White (2006). La RECM es calculada como:

$$RECM_{h,i} = \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_{t+h}^i - \hat{y}_{t+h|t}^i)^2 \right]^{\frac{1}{2}},$$

donde h es el horizonte de proyección ($h = \{1, 2, 3, 4\}$), $\hat{y}_{t+h|t}$ es la proyección de y_{t+h} , h trimestres adelante, T es el tamaño de la ventana de evaluación (59 observaciones), e i corresponde a cada variable ($i = \{ch, cd, \dots, pib\}$). A pesar de las transformaciones utilizadas para la modelación, todos los resultados son presentados y analizados en términos de variación anual de las series en niveles [$y_t = (Y_t / Y_{t-4} - 1) \cdot 100$], es decir, medida en puntos porcentuales.

3. Inferencia estadística

La inferencia estadística se realiza con la prueba de Giacomini y White (2006) a una cola con una modificación en el cálculo de la varianza para horizontes mayores a un trimestre, y se considera una función de pérdida cuadrática, definida como la diferencia de ECM entre ambos criterios:

$$d_h^i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[(y_{t+h}^i - \hat{y}_{t+h|t}^{i,AIC})^2 - (y_{t+h}^i - \hat{y}_{t+h|t}^{i,BIC})^2 \right].$$

La hipótesis nula de la prueba es: los modelos escogidos con BIC poseen una mejor capacidad predictiva que los escogidos con AIC. Formalmente, la hipótesis nula y alternativa de la prueba corresponden a:

$$H_N : E[d_h] \leq 0,$$

$$H_A : E[d_h] > 0,$$

donde,

$$E[d_h] = \frac{1}{S} \sum_{i=1}^S d_h^i = \frac{1}{S} \frac{1}{T} \sum_{i=1}^S \sum_{t=1}^T \left[(y_{t+h}^i - \hat{y}_{t+h|t}^{i,AIC})^2 - (y_{t+h}^i - \hat{y}_{t+h|t}^{i,BIC})^2 \right],$$

con $\#i = S = 34$, y $T = 59$, dado un horizonte h . El estadístico y su distribución teórica, en tanto, son:

$$GW_h = \hat{\sigma}_{d_h}^{-1} \cdot E[d_h] \sim N(0,1),$$

donde $\hat{\sigma}_{d_h}$ es un estimador de la varianza de d_h^i corregido

por autocorrelación y heteroscedasticidad (Newey y West, 1987). La hipótesis nula se rechaza si $GW_h > \xi > 0$, donde ξ es un valor crítico proveniente de una distribución normal estándar. Rechazar la hipótesis nula implica que BIC posee un mejor rendimiento predictivo que AIC.

Dado que las estimaciones son realizadas completamente por un programa computacional sin intervención, en algunos casos se generan proyecciones fuera de lo normal. Lo anterior provoca que en algunos casos las diferencias de ajuste de las proyecciones obtenidas con ambos criterios generan también valores fuera de lo normal. Sin embargo, dado que la manera de intervenir tiene implicancias para la inferencia (Mélard y Pasteels, 2000), se opta por no intervenir el proceso de predicción y comparar el rendimiento de los criterios directamente.

V. RESULTADOS

1. Comparación RECM

Los resultados de comparación de RECM se presentan en el cuadro 3 para $h = 1$ y $h = 2$, y en el cuadro 4 para $h = 3$ y $h = 4$. En esos cuadros, el estadístico presentado corresponde a:

$$RECM \text{ Relativo}_{h,i} = \frac{RECM_{h,i}^{AIC}}{RECM_{h,i}^{BIC}},$$

por lo que, suponiendo falsa la hipótesis nula (BIC es superior a AIC), el estadístico es mayor o igual a la unidad. Se observa que para $h = 1$ el 54% del total de las veces se cumple que $RECM \text{ Relativo} > 1$, mientras que para $h = 2$ un 49%, y un 55% para cada uno de los restantes horizontes. La última fila de cada cuadro indica el porcentaje de veces en que $RECM \text{ Relativo} > 1$ para cada transformación de los datos. Estos resultados sugieren que los mejores resultados predictivos se obtienen con BIC. Dado que este resultado no pondera ni estandariza la magnitud de las diferencias, entonces se aplica una prueba para averiguar su significancia, cuyos resultados se presentan en la siguiente subsección.

CUADRO 3. RESULTADOS RECM RELATIVOS SERIES DE OFERTA Y DEMANDA, $h = 1$ Y $h = 2$

	$h = 1$				$h = 2$					
	d1	d2	d3	d4	%	d1	d2	d3	d4	%
ch	0.974	0.982	1.047	0.970	1.047	1.014	0.994	1.019	0.988	1.052
cd	1.341	0.990	0.984	0.999	1.080	0.659	0.998	1.006	1.033	1.019
meq	0.394	0.996	1.016	0.963	1.064	0.533	0.994	1.012	1.033	1.413
coo	1.193	0.939	0.950	1.048	1.026	0.916	1.002	0.990	0.974	1.013
g	1.084	0.991	1.256	1.000	0.977	0.379	1.022	1.264	1.013	0.988
xb	1.062	0.893	0.980	0.981	1.005	0.950	0.923	0.980	0.997	1.005
xs	0.879	0.942	1.091	0.888	1.001	1.026	0.986	1.114	1.005	0.999
(mb)	1.005	1.000	0.909	0.932	1.395	1.160	0.992	0.904	1.085	1.231
(ms)	1.187	1.235	0.957	1.002	1.131	1.065	0.986	0.937	1.009	1.051
c	1.005	0.940	1.061	0.898	0.999	0.976	0.945	0.930	0.970	1.006
i	2.514	0.929	1.284	1.551	0.985	1.258	0.816	1.708	1.347	0.988
x	0.936	0.876	0.927	0.970	0.931	1.090	1.001	0.963	1.037	0.970
(m)	1.428	1.880	0.978	1.279	0.974	0.974	1.744	0.891	1.335	1.408
di	1.512	0.977	0.874	0.964	1.133	1.205	0.894	1.024	1.096	1.117
de	0.980	0.974	1.101	0.980	0.967	1.031	0.965	0.963	0.982	0.998
pib	0.902	0.950	0.987	1.080	0.795	0.830	0.921	1.021	1.033	0.841
ega	0.931	0.957	1.000	0.928	1.006	0.944	0.878	0.689	0.987	1.204

<i>min</i>	0.308	0.894	0.971	1.040	1.028	0.664	0.940	0.994	1.313	1.051
<i>pes</i>	0.841	1.013	1.023	1.050	0.918	0.925	1.028	0.987	1.050	0.915
<i>agr</i>	0.796	1.730	0.970	0.957	1.138	0.939	2.874	1.000	1.058	1.128
<i>ind</i>	3.655	1.032	0.931	1.165	0.943	3.445	0.973	1.007	1.123	1.114
<i>com</i>	0.998	1.012	1.077	0.939	0.931	0.986	0.993	1.074	0.972	0.926
<i>con</i>	0.866	1.013	0.937	0.876	1.798	0.876	0.980	0.957	0.996	1.837
<i>tra</i>	1.291	1.058	1.439	1.178	1.011	1.079	0.821	1.503	1.183	0.927
<i>fin</i>	0.941	0.829	1.024	1.005	0.960	0.836	0.982	1.188	0.918	1.022
<i>per</i>	1.008	0.978	1.145	1.023	1.000	0.980	1.191	1.198	0.926	1.003
<i>pro</i>	7.367	1.151	1.029	0.957	1.010	7.912	0.956	1.101	1.001	1.002
<i>pub</i>	1.165	1.001	0.821	1.330	1.011	0.936	0.978	0.889	1.286	0.951
<i>(ib)</i>	1.125	1.013	0.867	0.976	0.941	0.891	0.938	1.041	0.955	1.004
<i>iva</i>	0.932	0.929	0.799	1.078	0.847	0.889	0.990	1.065	1.091	0.954
<i>dim</i>	0.919	1.011	0.878	1.020	0.968	1.184	1.044	1.026	1.099	1.056
<i>pi b m</i>	1.311	1.080	0.965	0.989	1.023	1.087	0.994	1.064	1.357	1.015
<i>pi b resto</i>	0.950	0.987	1.132	1.048	1.102	0.986	0.987	0.944	1.016	1.091
<i>otros</i>	0.826	1.005	1.008	1.014	0.617	0.810	0.960	0.946	1.053	0.812
% ^a	50.0	55.9	47.1	50.0	64.7	38.2	23.5	52.9	67.6	64.7

FUENTE: Elaboración propia.

^a Porcentaje de veces en que *RECM Relativo* > 1 para cada transformación.

CUADRO 4. RESULTADOS RECM RELATIVO SERIES DE OFERTA Y DEMANDA, $h = 3$ Y $h = 4$

	$h=3$				$h=4$					
	d1	d2	d3	d4	%	d1	d2	d3	d4	%
ch	0.983	0.982	0.929	0.985	2.460	0.954	0.933	0.968	1.022	0.993
cd	1.999	0.990	1.001	1.019	6.790	0.698	0.985	1.022	0.986	1.009
meq	0.595	0.996	0.991	1.052	6.190	0.542	0.995	1.176	1.302	1.725
coo	1.044	0.939	1.050	1.036	6.140	0.890	1.019	1.006	1.068	1.144
g	0.616	0.991	1.123	1.014	2.970	0.976	0.906	0.950	0.969	0.977
xb	0.817	0.893	0.919	1.007	2.120	0.734	0.929	1.058	0.987	1.002
xs	1.132	0.942	1.095	0.919	2.260	1.831	0.998	1.144	0.913	1.000
(mb)	0.903	1.000	1.382	1.126	6.520	0.946	1.068	0.874	1.056	1.741
(ms)	0.844	1.235	0.963	1.008	3.760	1.131	1.162	1.019	1.027	0.914
c	0.876	0.940	0.903	1.050	2.460	1.016	0.961	1.061	0.989	1.001
i	1.406	0.929	1.178	1.473	6.790	1.505	0.866	1.301	1.659	1.023
x	1.141	0.876	1.017	0.957	6.190	0.906	1.031	0.985	0.987	0.869
(m)	1.152	1.880	0.994	0.966	6.140	1.092	1.596	0.961	1.605	1.380
d	1.361	0.977	0.868	1.056	2.970	1.235	1.012	0.935	1.071	0.928
d	0.936	0.974	1.098	0.980	2.120	0.822	0.932	1.050	0.993	1.022
pb	1.004	0.950	1.058	1.208	2.260	0.935	0.980	0.945	0.834	0.902
ega	0.993	0.957	0.985	0.983	6.520	0.967	0.922	1.167	1.009	1.014

<i>min</i>	0.256	0.894	0.899	1.311	3.760	0.564	0.796	0.978	1.804	1.000
<i>pes</i>	0.817	1.013	1.008	0.996	11.760	1.010	0.994	0.932	1.022	0.947
<i>agr</i>	0.865	1.730	0.986	1.082	5.860	0.943	2.390	1.042	1.105	1.156
<i>ind</i>	3.738	1.032	1.024	1.196	2.760	3.534	1.065	1.190	1.187	1.109
<i>com</i>	0.988	1.012	1.105	0.981	4.190	0.921	1.010	1.158	1.021	1.006
<i>con</i>	0.736	1.013	1.041	1.037	4.880	1.044	1.000	0.991	1.054	0.885
<i>tra</i>	1.123	1.058	1.097	1.134	1.850	1.054	0.700	1.306	1.148	1.008
<i>fin</i>	0.822	0.829	1.315	0.943	2.330	0.898	1.009	0.861	0.979	0.999
<i>per</i>	1.007	0.978	1.209	1.016	2.060	0.978	1.129	1.263	0.941	0.995
<i>pro</i>	7.614	1.151	0.935	0.989	0.080	7.943	0.927	1.044	1.057	1.016
<i>pub</i>	1.065	1.001	1.028	1.311	0.290	1.030	0.989	1.025	1.488	1.171
<i>(ib)</i>	1.080	1.013	1.033	0.927	2.350	1.011	1.014	1.003	1.013	0.868
<i>iva</i>	0.891	0.929	1.156	1.057	2.290	0.902	1.120	0.884	1.054	0.766
<i>dim</i>	1.169	1.011	1.046	0.965	8.580	1.144	1.041	1.149	0.969	0.899
<i>pi^b m</i>	1.263	1.080	1.089	1.524	2.910	1.180	1.182	1.136	1.175	1.050
<i>pi^b resto</i>	1.031	0.987	0.925	1.029	2.440	1.083	0.957	0.924	0.993	1.023
<i>otros</i>	0.979	1.005	1.026	0.947	2.500	0.940	0.971	1.057	1.085	0.640
% ^a	50.0	44.1	64.7	61.8	55.9	47.1	44.1	61.8	64.7	55.9

FUENTE: Elaboración propia.

^a Porcentaje de veces en que *RECM Relativo* > 1 para cada transformación.

2. Prueba de Giacomini y White

La estimación de los estadísticos GW_h y el t -Statistic se presentan en el cuadro 5. Con un nivel de significancia del 10%, se encuentra evidencia de superioridad en la capacidad predictiva para la mayoría de los casos de BIC por sobre AIC – rechazo de la HN– en todas las transformaciones excepto $d1$, $d3$ para $h=1$ y 2 , y $d4$ para $h=1$. En otras palabras, se encuentra evidencia significativa en favor de BIC en un 65% de los casos. Se destaca que del total de los casos evaluados existen cinco en los cuales el estadístico es negativo: los cuatro posibles con $d1$ y uno con $d4$.

CUADRO 5. RESULTADOS DE LA PRUEBA DE GIACOMINI Y WHITE

	$d1$	$d2$	$d3$	$d4$	%
$h = 1$					
Estadístico GW_1	-120.235	7.949 ^a	0.359	-0.610	62.425 ^a
t -Statistic	-1.149	2.052	0.147	-0.055	2.200
$h = 2$					
Estadístico GW_2	-82.956	9.650 ^a	2.425	18.867 ^a	63.407 ^a
t -Statistic	-1.414	1.289	0.606	3.306	2.681
$h = 3$					
Estadístico GW_3	-141.162	5.912 ^a	4.923 ^a	14.678 ^a	23.181 ^a
t -Statistic	-1.043	1.282	1.792	2.439	1.847
$h = 4$					
Estadístico GW_4	-0.769	0.358 ^a	0.278 ^a	0.976 ^a	1.100 ^a
t -Statistic	-0.705	1.347	2.712	3.056	1.595

FUENTE: Elaboración propia.

^a HN rechazada al 10%: superioridad del BIC.

VI. RESUMEN Y CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo es averiguar la existencia de diferencias estadísticamente significativas entre la capacidad predictiva de modelos ARIMA elegidos con BIC y AIC, utilizando datos sectoriales del PIB chileno de la oferta y la demanda. El análisis se realizó considerando desde uno hasta

cuatro periodos adelante, y transformando las series para lograr la estacionariedad requerida para la modelación. Después de un alto número de estimaciones, se concluye que al momento de predecir los componentes del PIB chileno existe evidencia significativa para algunos horizontes y transformaciones estacionarias en favor de BIC por sobre AIC.

Apéndice

Estadísticos típicos de las series

CUADRO A1. ESTADÍSTICOS TÍPICOS DE LAS SERIES DE DEMANDA, MUESTRA COMPLETA

	<i>Medida (desviación estándar)</i>					<i>Máximo (mínimo)</i>				
	<i>d1</i>	<i>d2</i>	<i>d3</i>	<i>d4</i>	%	<i>d1</i>	<i>d2</i>	<i>d3</i>	<i>d4</i>	%
<i>ch</i>	0.014 (0.054)	0.000 (0.100)	0.001 (0.194)	-0.003 (0.381)	0.058 (0.029)	0.135 (-0.084)	0.172 (-0.203)	0.331 (-0.358)	0.670 (-0.634)	0.157 (-0.018)
<i>cp</i>	0.033 (0.152)	-0.006 (0.247)	0.003 (0.449)	-0.021 (0.845)	0.139 (0.209)	0.582 (-0.341)	0.637 (-0.695)	1.019 (-1.002)	1.267 (-1.909)	0.769 (-0.361)
<i>meq</i>	0.031 (0.114)	-0.002 (0.175)	-0.005 (0.313)	-0.009 (0.584)	0.147 (0.207)	0.310 (-0.384)	0.382 (-0.423)	0.714 (-0.746)	1.215 (-1.199)	0.645 (-0.319)
<i>coo</i>	0.014 (0.080)	0.000 (0.120)	-0.002 (0.199)	-0.005 (0.349)	0.062 (0.096)	0.203 (-0.176)	0.263 (-0.235)	0.342 (-0.438)	0.702 (-0.617)	0.327 (-0.218)
<i>g</i>	0.011 (0.117)	-0.001 (0.197)	-0.001 (0.350)	-0.007 (0.652)	0.041 (0.023)	0.199 (-0.182)	0.357 (-0.184)	0.517 (-0.536)	0.663 (-1.046)	0.086 (-0.039)
<i>xb</i>	0.017 (0.102)	-0.002 (0.154)	0.004 (0.241)	-0.004 (0.392)	0.073 (0.071)	0.235 (-0.213)	0.364 (-0.363)	0.639 (-0.613)	1.076 (-0.981)	0.246 (-0.065)
<i>xs</i>	0.016 (0.383)	0.014 (0.580)	-0.011 (0.954)	0.003 (1.686)	0.130 (0.291)	1.290 (-1.236)	2.287 (-2.242)	2.643 (-3.177)	5.206 (-5.270)	1.693 (-0.462)

<i>(mb)</i>	0.031 (0.074)	-0.001 (0.100)	-0.001 (0.164)	-0.003 (0.285)	0.128 (0.136)	0.195 (-0.260)	0.300 (-0.215)	0.465 (-0.287)	0.658 (-0.743)	0.413 (-0.224)
<i>(mc)</i>	0.020 (0.112)	-0.003 (0.176)	0.004 (0.302)	-0.004 (0.551)	0.077 (0.101)	0.380 (-0.226)	0.541 (-0.400)	0.762 (-0.941)	1.480 (-1.703)	0.473 (-0.279)
<i>c</i>	0.016 (0.058)	0.000 (0.109)	0.000 (0.210)	-0.004 (0.412)	0.063 (0.039)	0.138 (-0.093)	0.173 (-0.208)	0.344 (-0.369)	0.699 (-0.652)	0.181 (-0.051)
<i>i</i>	0.022 (0.071)	-0.001 (0.109)	-0.003 (0.198)	-0.007 (0.372)	0.098 (0.132)	0.219 (-0.235)	0.268 (-0.297)	0.485 (-0.553)	0.730 (-0.913)	0.368 (-0.256)
<i>x</i>	0.017 (0.099)	0.001 (0.146)	0.001 (0.227)	-0.002 (0.368)	0.077 (0.069)	0.261 (-0.203)	0.286 (-0.376)	0.552 (-0.533)	1.013 (-0.654)	0.271 (-0.072)
<i>(m)</i>	0.029 (0.069)	-0.002 (0.095)	0.001 (0.158)	-0.004 (0.281)	0.116 (0.118)	0.233 (-0.219)	0.255 (-0.188)	0.388 (-0.414)	0.549 (-0.802)	0.349 (-0.192)
<i>d_i</i>	0.018 (0.056)	-0.002 (0.098)	0.000 (0.185)	-0.005 (0.359)	0.069 (0.067)	0.159 (-0.118)	0.204 (-0.220)	0.357 (-0.418)	0.707 (-0.716)	0.212 (-0.100)
<i>d_e</i>	0.015 (0.064)	-0.001 (0.122)	0.000 (0.240)	-0.005 (0.474)	0.059 (0.033)	0.117 (-0.099)	0.193 (-0.199)	0.370 (-0.346)	0.704 (-0.685)	0.157 (-0.039)
<i>pi_b</i>	0.013 (0.040)	-0.001 (0.069)	0.000 (0.126)	-0.005 (0.238)	0.054 (0.037)	0.094 (-0.082)	0.164 (-0.127)	0.272 (-0.210)	0.396 (-0.482)	0.163 (-0.045)

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO A2. ESTADÍSTICOS TÍPICOS DE LAS SERIES DE ACTIVIDAD, MUESTRA COMPLETA

	Media (desviación estándar)				Máximo (mínimo)					
	d1	d2	d3	d4	%	d1	d2	d3	d4	%
<i>ega</i>	0.011 (0.070)	-0.001 (0.090)	0.002 (0.143)	-0.001 (0.247)	0.047 (0.141)	0.203 (-0.219)	0.246 (-0.215)	0.333 (-0.295)	0.564 (-0.618)	0.483 (-0.387)
<i>min</i>	0.010 (0.069)	0.000 (0.117)	-0.001 (0.215)	-0.004 (0.408)	0.043 (0.064)	0.155 (-0.144)	0.204 (-0.298)	0.468 (-0.433)	0.826 (-0.691)	0.181 (-0.086)
<i>pes</i>	0.010 (0.283)	-0.008 (0.434)	0.002 (0.707)	-0.011 (1.215)	0.065 (0.141)	0.661 (-0.524)	0.967 (-0.869)	1.567 (-1.724)	2.750 (-3.048)	0.458 (-0.374)
<i>agr</i>	0.002 (0.516)	-0.007 (0.729)	-0.003 (1.041)	-0.009 (1.509)	0.052 (0.048)	0.903 (-0.892)	1.070 (-1.076)	1.915 (-1.948)	2.511 (-2.307)	0.177 (-0.097)
<i>ind</i>	0.010 (0.041)	-0.001 (0.066)	0.001 (0.118)	-0.003 (0.221)	0.039 (0.051)	0.116 (-0.130)	0.163 (-0.197)	0.356 (-0.282)	0.591 (-0.565)	0.187 (-0.122)
<i>com</i>	0.016 (0.083)	-0.001 (0.136)	0.001 (0.241)	-0.005 (0.445)	0.067 (0.060)	0.204 (-0.108)	0.293 (-0.232)	0.460 (-0.525)	0.811 (-0.985)	0.236 (-0.092)
<i>con</i>	0.013 (0.074)	0.000 (0.113)	-0.002 (0.190)	-0.005 (0.337)	0.056 (0.085)	0.178 (-0.149)	0.210 (-0.245)	0.347 (-0.456)	0.736 (-0.620)	0.304 (-0.190)
<i>tra</i>	0.020 (0.033)	0.000 (0.055)	0.000 (0.101)	-0.003 (0.190)	0.080 (0.044)	0.091 (-0.082)	0.165 (-0.130)	0.296 (-0.217)	0.460 (-0.512)	0.212 (-0.030)
<i>fin</i>	0.016	-0.001	0.001	-0.004	0.065	0.129	0.136	0.321	0.628	0.170

<i>per</i>	(0.044)	(0.073)	(0.132)	(0.248)	(0.045)	(-0.093)	(-0.197)	(-0.307)	(-0.480)	(-0.043)
	0.012	-0.003	0.001	-0.013	0.036	0.357	0.706	1.102	1.534	0.071
	(0.216)	(0.370)	(0.673)	(1.274)	(0.015)	(-0.361)	(-0.396)	(-1.036)	(-2.137)	(-0.017)
<i>pro</i>	0.006	0.000	0.000	0.000	0.026	0.012	0.025	0.026	0.041	0.040
	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.005)	(0.009)	(-0.013)	(-0.021)	(-0.022)	(-0.022)	(-0.006)
<i>pub</i>	0.004	0.000	0.002	0.000	0.018	0.019	0.026	0.067	0.135	0.040
	(0.006)	(0.009)	(0.016)	(0.028)	(0.013)	(-0.026)	(-0.041)	(-0.068)	(0.105)	(-0.022)
<i>(ib)</i>	0.016	0.000	0.000	-0.001	0.065	0.107	0.173	0.289	0.340	0.186
	(0.041)	(0.058)	(0.088)	(0.136)	(0.049)	(-0.096)	(-0.116)	(-0.193)	(-0.458)	(-0.046)
<i>iva</i>	0.012	-0.001	-0.002	-0.004	0.051	0.079	0.117	0.215	0.330	0.134
	(0.034)	(0.058)	(0.108)	(0.204)	(0.034)	(-0.068)	(-0.110)	(-0.171)	(-0.372)	(-0.042)
<i>dim</i>	0.033	-0.004	0.000	-0.007	0.140	0.256	0.318	0.538	1.055	0.448
	(0.086)	(0.128)	(0.221)	(0.402)	(0.151)	(-0.177)	(-0.360)	(-0.658)	(-1.196)	(-0.201)
<i>piñ m</i>	0.010	-0.001	0.000	-0.001	0.043	0.196	0.265	0.341	0.593	0.218
	(0.053)	(0.086)	(0.153)	(0.284)	(0.056)	(-0.096)	(-0.169)	(-0.428)	(-0.725)	(-0.087)
<i>piñ resto</i>	0.013	-0.001	0.000	-0.004	0.052	0.080	0.129	0.222	0.340	0.142
	(0.037)	(0.064)	(0.119)	(0.228)	(0.035)	(-0.070)	(-0.116)	(-0.196)	(-0.419)	(-0.045)
<i>otros</i>	0.013	-0.001	0.000	-0.004	0.052	0.078	0.112	0.204	0.316	0.136
	(0.034)	(0.057)	(0.105)	(0.199)	(0.034)	(-0.068)	(-0.110)	(-0.167)	(-0.357)	(-0.045)
<i>piñ</i>	0.013	-0.001	0.000	-0.005	0.054	0.094	0.164	0.272	0.396	0.163
	(0.040)	(0.069)	(0.126)	(0.238)	(0.037)	(-0.082)	(-0.127)	(-0.210)	(-0.482)	(-0.045)

FUENTE: Elaboración propia.

REFERENCIAS

- Akaike, H. (1974), "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, vol. 19, núm. 6, pp. 716-723.
- Akaike, H. (1979), "A Bayesian Extension of the Minimum AIC Procedure of Autoregressive Model Fitting", *Biometrika* vol. 66, núm. 2, pp. 237-242.
- Amemiya, T. (1980), "Selection of Regressors", *International Economic Review*, vol. 21, núm. 2, pp. 331-354.
- Bhansali, R. J., y D. Y. Downham (1977), "Some Properties of the Order of an Autoregressive Model Selected by a Generalization of Akaike's EPF Criterion", *Biometrika*, vol. 64, núm. 3, pp. 547-551.
- Box, G., y G. Jenkins (1970), *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.
- Clark, T. E. (2004), "Can Out-of-Sample Forecast Comparisons Help Prevent Overfitting?", *Journal of Forecasting*, vol. 23, núm. 2, pp. 115-139.
- Cobb, M. (2009), *Forecasting Chilean Inflation from Disaggregate Components*, Banco Central de Chile (Documento de Trabajo, núm. 545).
- Fischer, S. (1981), "Relative Shocks, Relative Price Volatility, and Inflation", *Brooking Papers on Economic Activity*, núm. 2, pp. 381-431.
- Geweke, J., y R. Meese (1981), "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order", *International Economic Review*, vol. 22, núm. 1, pp. 55-70.
- Giacomini, R., y H. White (2006), "Tests of Conditional Predictive Ability", *Econometrica*, vol. 74, núm. 6, pp. 1545-1578.
- Gordon, R. J., y S. R. King (1982), "The Output Cost of Desinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models", *Brooking Papers on Economic Activity*, vol. 13, núm. 1, pp. 205-244.
- Granger, C. W. J. e Y. Jeon (2004), "Forecasting Performance of Information Criteria with Many Macro Series", *Journal of Applied Statistics*, vol. 31, núm. 10, pp. 1227-1240.
- Granger, C. W. J., M. King y H. White (1995), "Comments on Testing Economic Theories and the use of Model Selection

- Criteria”, *Journal of Econometrics*, vol. 67, núm. 1, pp. 173-187.
- Holan, S. H., R. Lund y G. Davis (2010), “The ARMA Alphabet Soup: A Tour of ARMA Model Variants”, *Statistics Surveys*, vol. 4, pp. 232-274.
- Hurvich, C. M., y C.-L. Tsai (1993), “A Corrected Akaike Information Criterion for Vector Autoregressive Model Selection”, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 14, pp. 271-279.
- Kilian, L. (2001), “Impulse Response Analysis in Vector Autoregressions with Unknown Lag Order”, *Journal of Forecasting*, vol. 20, núm. 3, pp. 161-179.
- Kullback, S., y R. A. Leibler (1951), “On Information and Sufficiency”, *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 22, pp. 79-86.
- Lütkepohl, H. (1985), “Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process”, *Journal of Time Series Analysis*, vol. 6, núm. 1, pp. 35-52.
- Medel, C. A. (2012), *How Informative are In-Sample Information Criteria to Forecasting? The Case of Chilean GDP*, texto mimeografiado, Banco Central de Chile.
- Mélard, G., y J.-M. Pasteels (2000), “Automatic ARIMA Modeling Including Interventions, using Time Series Expert Software”, *International Journal of Forecasting*, vol. 16, núm. 4, pp. 497-508.
- Miller, P., T. M. Supel, y T. H. Turner (1980), “Estimating the Effects of the Oil-Price Shock”, *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Newey, W., y K. West (1987), “A Simple, Positive Semidefinite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, vol. 55, núm. 3, pp. 703-708.
- Nickelsburg, G. (1985), “Small-Sample Properties of Dimensionality Statistics for Fitting VAR Models to Aggregate Economic Data -A Monte Carlo Study”, *Journal of Econometrics*, vol. 28, núm. 2, pp. 183-192.
- Nishi, R. (1988), “Maximum Likelihood Principle and Model Selection when the True Model is Unspecified”, *Journal Multivariate Analysis*, vol. 27, pp. 392-403.
- Pincheira, P., y A. García (2009), *Forecasting Inflation in Chile with an Accurate Benchmark*, Banco Central de Chile (Documento de Trabajo, núm. 514).

- Poskitt, D. S. (1994), "A Note on Autoregressive Modelling", *Econometric Theory*, vol. 10, pp. 884-890.
- Pötscher, B.M., y S. Srinivasan (1991), "A Comparison of Order Estimation Procedures for ARMA Models", *Statistica Sinica*, vol. 4, pp. 29-50.
- Raffalovich, L. E., G. D. Deane, D. Armstrong, y H.-S. Tsao (1980), "Model Selection Procedures in Social Research: Monte-Carlo Simulation Results", *Journal of Applied Statistics*, vol. 35, núm. 10, pp. 1094-1114.
- Rissanen, J. (1978), "Modeling by Shortest Data Description", *Automatica*, vol. 14, núm. 5, pp. 465-471.
- Salau, M. O. (2002), "On the Accuracy and Asymptotic Convergence of Widely used Estimators for Autoregressive Models", *Advances in Modeling and Analysis*, vol. 2, pp. 1-18.
- Sargent, T., y C. Sims (1977), *Business Cycle Modeling Without Pretending to Have too Much a priori Economic Theory*, Federal Reserve Bank of Minneapolis (Working Papers, núm. 55).
- Sawa, T. (1978), "Information Criteria for Discriminating Among Alternative Regression Models", *Econometrica*, vol. 46, núm. 6, pp. 1273-1282.
- Sawyer, K. R. (1979), *Model Selection Criteria: Parsimony in the Context of Nested Models*, Australian National University, Canberra.
- Schwarz, G. E. (1978), "Estimating the Dimension of a Model", *Annals of Statistics*, vol. 6, núm. 2, pp. 461-464.
- Shibata, R. (1976), "Selection of the Order of and Autoregressive Model by Akaike Information Criterion", *Biometrika*, vol. 63, núm. 1, pp. 117-126.
- Shibata, R. (1980), "Asymptotically Efficient Selection of the Order of the Model for Estimating Parameters of a Linear Process", *Annals of Statistics*, vol. 8, núm. 1, pp. 147-164.
- Shittu, O. I., y M. J. Asemota (2009), "Comparison of Criteria for Estimating the Order of Autoregressive Process: A Monte Carlo Approach", *European Journal of Scientific Research*, vol. 30, núm. 3, pp. 409-416.
- Sims, C. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48, núm. 1, pp. 1-48.
- Sin, C. Y., y H. White (1996), "Information Criteria for Selecting Possibly Misspecified Parametric Models", *Journal of Econometrics*, vol. 71, pp. 207-223.

- Stock, J., y M. Watson (2007), "A Comparison of Linear and Nonlinear Univariate Models for Forecasting Macroeconomic Time Series", en R. E. Engle y H. White (eds.), *Cointegration, Causality, and Forecasting: A Festschrift in Honour of Clive W. J. Granger*, Oxford University Press.
- Stone, M. (1979), "Comments on Model Selection Criteria of Akaike and Schwarz", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, vol. 41, núm. 2, pp. 276-278.
- Yi, G., y G. Judge (1988), "Statistical Model Selection Criteria", *Economic Letters*, vol. 28, núm. 1, pp. 47-51.

Índice 2011

- Agur, Itai, y Maria Demertzis, Ir en contra de los fundamentos y el momento oportuno de la política monetaria. || Núm. 3, julio-septiembre, pp. 413-28.
- Burdisso, Tamara, y Eduardo Ariel Corso, Incertidumbre y dolarización de cartera: el caso argentino en el último medio siglo. || Núm. 4, octubre-diciembre, pp. 461-515.
- Cernadas, Luis F., y E. René Aldazosa, Estimación de una función de reacción para la política monetaria en Bolivia. || Núm. 1, enero-marzo, pp. 1-36.
- Chirinos, Raymundo, ¿Puede el Perú ser un nuevo milagro económico? || Núm. 3, julio-septiembre, pp. 321-49.
- Christiano, Lawrence, Cosmin Ilut, Roberto Motto y Massimo Rostagno, Política monetaria y auges del mercado bursátil. || Núm. 2, abril-junio, pp. 257-319.
- Elizondo, Rocío, Eduardo Morales-Ramos y José Gonzalo Rangel, Inflación, crecimiento y bienestar social. || Núm. 2, abril-junio, pp. 125-96.
- Fernández, Daniel, Suficiencia del capital y previsiones de la banca uruguaya por sus exposiciones al sector industrial. || Núm. 4, octubre-diciembre, pp. 517-89.
- Galindo, Luis Miguel, y Horacio Catalán, Las hipótesis de poder de paridad de compra y de paridad descubierta de tasas de interés en México: identificación de hipótesis estructurales. || Núm. 1, enero-marzo, pp. 93-124.
- García, Santiago, y Carolina Rocha, Una medición de la preocupación social por la inflación en Uruguay. || Núm. 3, julio-septiembre, pp. 351-411.
- Gianelli, Diego, El traspaso de tasas de interés en el sistema bancario uruguayo. || Núm. 2, abril-junio, pp. 197-256.
- Iregui B., Ana María, Ligia Alba Melo B. y María Teresa Ramírez G. ¿Son los salarios rígidos en Colombia?: análisis empírico con base en salarios a nivel de firma. || Núm. 1, enero-marzo, pp. 63-91.

- Medel Vera, Carlos A., ¿Akaike o Schwarz? ¿Cuál utilizar para predecir el PIB chileno? || Núm. 4, octubre-diciembre, pp. 591-615.
- Pereda, Javier, Estimación de la tasa natural de interés para Perú: un enfoque financiero. || Núm. 4, octubre-diciembre, pp. 429-59.
- Pincheira Brown, Pablo Matías, y Nicolás Fernández, Corrección de algunos errores sistemáticos de predicción de inflación. || Núm. 1, enero-marzo, pp. 37-61.

MIEMBROS DEL CEMLA

ASOCIADOS

Banco Central de la República Argentina	Banco Central de Reserva de El Salvador
Centrale Bank van Aruba	Banco de Guatemala
Central Bank of the Bahamas	Bank of Guyana
Central Bank of Barbados	Banque de la République d'Haïti
Central Bank of Belize	Banco Central de Honduras
Banco Central de Bolivia	Bank of Jamaica
Banco Central do Brasil	Banco de México
Eastern Caribbean Central Bank	Banco Central de Nicaragua
Cayman Islands Monetary Authority	Banco Central del Paraguay
Banco Central de Chile	Banco Central de Reserva del Perú
Banco de la República (Colombia)	Banco Central de la República Dominicana
Banco Central de Costa Rica	Centrale Bank van Suriname
Banco Central de Cuba	Central Bank of Trinidad and Tobago
Centrale Bank van Curaçao en Sint Maarten	Banco Central del Uruguay
Banco Central del Ecuador	Banco Central de Venezuela

COLABORADORES

Bancos centrales

Deutsche Bundesbank (Alemania)	De Nederlandsche Bank (Países Bajos)
Bank of Canada	Bangko Sentral ng Pilipinas
Banco de España	Banco de Portugal
Federal Reserve System (Estados Unidos)	Sveriges Riksbank (Suecia)
Banque de France	Swiss National Bank
Banca d'Italia	European Central Bank

Otras instituciones

Superintendencia de Bancos y Seguros (Ecuador)	Banco Centroamericano de Integración Económica
Superintendencia del Sistema Financiero (El Salvador)	Banco Latinoamericano de Comercio Exterior, S. A.
Superintendencia de Bancos (Guatemala)	Corporación Andina de Fomento
Comisión Nacional de Bancos y Seguros (Honduras)	Deutscher Genossenschafts- und Raiffeisenverband e. V. (Confederación Alemana de Cooperativas)
Superintendencia de Bancos (Panamá)	Fondo Latinoamericano de Reservas
Superintendencia de Bancos (República Dominicana)	

CENTRO DE ESTUDIOS MONETARIOS LATINOAMERICANOS
Asociación Regional de Bancos Centrales

www.cemla.org

Monetaria

ISBN: 0185-1136