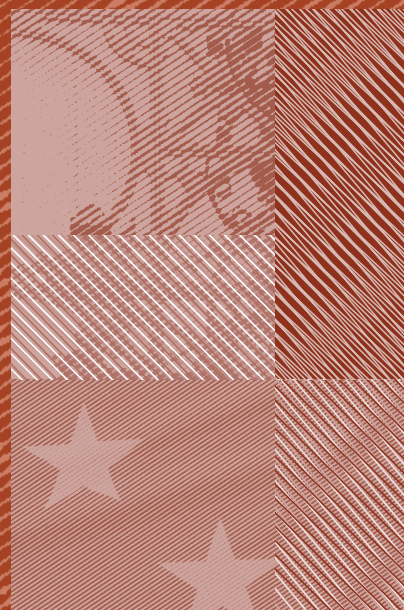


**DETERMINANTES DE LA MOROSIDAD      2007**  
**BANCARIA EN UNA ECONOMÍA**  
**DOLARIZADA. EL CASO URUGUAYO**

Martín Vallcorba y Javier Delgado

**Documentos de Trabajo**  
**N.º 0722**

**BANCO DE ESPAÑA**  
Eurosistema



**DETERMINANTES DE LA MOROSIDAD BANCARIA EN UNA ECONOMÍA  
DOLARIZADA. EL CASO URUGUAYO**

# **DETERMINANTES DE LA MOROSIDAD BANCARIA EN UNA ECONOMÍA DOLARIZADA. EL CASO URUGUAYO (\*)**

**Martín Vallcorba**

BANCO CENTRAL DEL URUGUAY

**Javier Delgado**

BANCO DE ESPAÑA

(\*) Las opiniones expresadas en este trabajo son exclusiva responsabilidad de los autores y no necesariamente coinciden con las de las instituciones para las cuales trabajan. Los autores desean expresar su agradecimiento a Jesús Saurina y Juan Pedro Cantera, por sus sugerencias y estímulo constante. Agradecen también los comentarios de Gerardo Licandro, Andrés Masoller, Jorge Ponce y de un evaluador anónimo, así como la colaboración de Pablo Bazerque y Manuel González en el acceso a los datos. Cualquier error que persista es responsabilidad de los autores. Martín Vallcorba agradece su estancia en el Departamento de Estabilidad Financiera del Banco de España entre julio y octubre de 2006, que ha sido enormemente provechosa para el desarrollo de la presente investigación.  
E-mail de contacto: martinv@bcu.gub.uy.

El objetivo de la serie de Documentos de Trabajo es la difusión de estudios originales de investigación en economía y finanzas, sujetos a un proceso de evaluación anónima. Con su publicación, el Banco de España pretende contribuir al análisis económico y al conocimiento de la economía española y de su entorno internacional.

Las opiniones y análisis que aparecen en la serie de Documentos de Trabajo son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con los del Banco de España o los del Eurosistema.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red INTERNET, en la dirección <http://www.bde.es>.

Se permite la reproducción para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

© BANCO DE ESPAÑA, Madrid, 2007

ISSN: 0213-2710 (edición impresa)

ISSN: 1579-8666 (edición electrónica)

Depósito legal: M.36279-2007

Unidad de Publicaciones, Banco de España

## **Resumen**

En el trabajo se estudian los determinantes de la morosidad bancaria en Uruguay y se evalúa la existencia de relaciones de cointegración con un conjunto de variables macroeconómicas.

Se obtiene evidencia de la existencia de una relación de equilibrio entre morosidad, variación de salarios en dólares y tipos de interés. Se concluye que menores salarios en dólares y mayores tipos de interés se traducen en una mayor morosidad a largo plazo. Esta conclusión enfatiza la relevancia del riesgo cambiario crediticio en economías con sistemas bancarios dolarizados.

El modelo estimado sirve para realizar simulaciones, a partir de las que se aprecia que el sistema bancario uruguayo presentaría, actualmente, una mayor solidez que en el pasado, en particular previo a la crisis de 2002.

*JEL:* E32, E44, G21.

*Palabras clave:* morosidad, dolarización, cointegración, Uruguay.

## **Abstract**

This paper examines the determinants of the non-performing loans ratio of Uruguayan banks and studies the existence of cointegration relationships between this ratio and a set of macroeconomic variables.

Authors find evidence of the existence of a relationship between non-performing loans ratio, variation of wages measured in dollars and interest rates. The paper concludes that lower wages and higher rates lead to a higher default ratio in the long term. This conclusion emphasizes the importance of the exchange-rate risk over the credit risk in such economies with dollarized banking systems.

The estimated model is then used to simulate the effects of several hypothetical stress scenarios on defaulted loans ratio. As a result of this exercise, the paper concludes that the Uruguayan banking system presents nowadays a more solid position than during the period before the 2002 crisis.

## 1 Introducción

A pesar de que el riesgo de tipo de interés, el de mercado y el operativo han presentado en las últimas décadas una importancia creciente, existe abundante evidencia acerca de que el riesgo de crédito continúa constituyendo el principal factor de riesgo que las instituciones financieras deben afrontar y gestionar. Al respecto, cabe destacar que las crisis bancarias, tanto las de carácter sistémico como las que afectan a entidades individuales, suelen tener como una de sus causas principales los problemas de solvencia derivados del deterioro de los activos de las entidades y, en particular, los problemas de morosidad de sus carteras de créditos [Ergungor y Thomson (2005), Hardy y Pazarbasioglu (1999), Demirgüç-Kunt y Detragiache (1998) y Goldstein y Turner (1996)].

Teniendo en cuenta lo anterior, y dado que las crisis bancarias suelen generar elevados costes, tanto fiscales como reales [Dell'Ariccia, Detragiache y Rajan (2004) y Hoggarth, Reis y Saporta (2001)], resulta relevante para los organismos reguladores y de supervisión bancaria conocer los determinantes de la morosidad bancaria. A partir de ello, será posible identificar un conjunto de indicadores de alerta que permitan una intervención oportuna, que minimice la probabilidad de ocurrencia de las crisis así como el coste asociado a las mismas.

Existe un conjunto de características individuales de las entidades bancarias que inciden en los niveles de morosidad observados en cada institución. Entre estos, cabe destacar: el tipo de negocio que desarrolla la institución, el grado de diversificación del riesgo sectorial y geográfico que presenta, la propensión al riesgo y la política crediticia adoptada y los problemas de agencia entre propietarios y gestores de las entidades [Salas y Saurina (2002) y Saurina (1998)].

No obstante, a pesar de la existencia de estos elementos de carácter microeconómico, es posible identificar un conjunto de causas macroeconómicas que explican la tendencia común que se observa en la evolución de la morosidad de las instituciones, más allá de las diferencias existentes en los niveles de morosidad de cada entidad. Por ejemplo, cuando la economía entra en una fase recesiva, las empresas y las familias ven reducir sus ingresos –por la reducción de las ventas, en el caso de las empresas, y de los salarios y el empleo, en el caso de las familias–, lo que dificulta el cumplimiento de sus obligaciones financieras.

El objetivo del presente trabajo es estudiar los determinantes macroeconómicos de la morosidad de los bancos privados uruguayos en el período 1989-2006, evaluando si existe una relación de equilibrio a largo plazo entre la morosidad y un conjunto de variables macroeconómicas seleccionadas. En este estudio se prestará especial atención a las especificidades del sistema bancario uruguayo, en particular en lo referido a la elevada dolarización de los créditos bancarios, así como en relación con el impacto que sobre la morosidad tuvo la profunda crisis económica y bancaria que atravesó Uruguay en el año 2002.

Para ello se recurre al análisis de cointegración y se realiza una estimación empírica utilizando un modelo con mecanismo de corrección de error. La formulación de un modelo de este tipo, que estime la relación de largo plazo entre las variables y el mecanismo de

ajuste a corto plazo, permite avanzar en el conocimiento de las interrelaciones existentes entre la dinámica macroeconómica y la morosidad bancaria en economías con sistemas financieros altamente dolarizados.

Después de estimar un modelo empírico que logre una satisfactoria explicación de los determinantes de la morosidad, con un ajuste razonable y con una adecuada capacidad predictiva dentro de la muestra, es posible realizar ejercicios de simulación que evalúen la respuesta que tendría la calidad de la cartera crediticia ante distintos escenarios macroeconómicos. De esta forma, es posible evaluar la solidez del sistema bancario uruguayo ante eventuales escenarios macroeconómicos adversos (*stress testing*).

El estudio mediante este enfoque de los determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria en una economía dolarizada es un tema que no ha sido abordado por ningún trabajo académico hasta el momento, lo que resalta la relevancia de los resultados derivados de la presente investigación. En particular, desde la óptica del organismo encargado del control del sistema bancario<sup>1</sup>, estos resultados constituyen un insumo para orientar su actividad de supervisión y regulación del sistema, tanto en materia de requerimientos de capital como de provisiones. Ello es especialmente relevante teniendo en cuenta el rol del supervisor en el marco del Pilar 2 del Nuevo Acuerdo de Capital del Comité de Basilea (Basilea II)<sup>2</sup>.

A su vez, la posibilidad de utilizar el modelo estimado para la realización de ejercicios de *stress testing* resulta una herramienta valiosa en el marco de los programas de evaluación del sistema financiero (*Financial Sector Assessment Program*, FSAP), para evaluar la estabilidad y los riesgos que enfrenta el sistema bancario<sup>3</sup>. En efecto, las pruebas de estrés constituyen uno de los pilares de los FSAP. Estos programas –implementados por el Fondo Monetario Internacional (FMI) y el Banco Mundial (BM) a partir de 1999– tienen como objetivo evaluar las fortalezas y debilidades de los sistemas financieros de cada país, y constituyen un importante instrumento de mejora en el funcionamiento y regulación del sistema financiero, así como de prevención de la inestabilidad financiera.

Por otra parte, la utilidad de las pruebas de estrés no se limita solamente a los FSAP. Se trata en general de herramientas útiles para evaluar la capacidad de resistencia de una entidad individual, o del sistema financiero en su conjunto, ante perturbaciones adversas excepcionales –aunque verosímiles<sup>4</sup>– en variables macroeconómicas y financieras. De hecho, constituyen instrumentos utilizados en forma creciente por las instituciones

---

1. En el caso de Uruguay, la Superintendencia de Instituciones de Intermediación Financiera (SIIF) del Banco Central del Uruguay (BCU).

2. El Pilar 2 del referido Acuerdo habilita a que los supervisores, atendiendo al riesgo que enfrenta cada institución, puedan exigir, de considerarlo necesario, mayores niveles de capital de los que surgirían de aplicar el enfoque estándar o los modelos internos desarrollados por las instituciones.

3. Es necesario tener en cuenta las limitaciones de los ejercicios de *stress testing*, en particular las derivadas de asumir la constancia de las relaciones estimadas –tanto a lo largo de las distintas fases del ciclo económico, como en respuesta a cambios de entidad en los valores de las variables–, siendo de aplicación por lo tanto la crítica de Lucas. No obstante, el período muestral en este trabajo incluye tanto momentos de expansión como de crisis –especialmente la de 2002– y el propio ciclo económico está presente en la relación estimada, por lo que la distinta reacción de los agentes en diferentes momentos de la coyuntura económica estaría explicada por el propio modelo. Por otro lado, las variables que intervienen en el modelo han presentado durante el período analizado variaciones muy significativas, por lo que la reacción ante este fenómeno también es captada por el modelo. Estos dos hechos relevantes mitigan en buena medida las críticas a los análisis de estrés en este caso.

4. Téngase en cuenta que los ejercicios de estrés no asignan una probabilidad a los escenarios considerados, sino que solamente cuantifican su impacto. En este sentido, la esencia de los ejercicios de *stress testing* consiste en evaluar el efecto que un *shock* –esto es, la materialización de un riesgo– tendrá sobre el balance de un banco o sobre la estabilidad del sistema en su conjunto.

financieras y los reguladores bancarios, y su uso seguramente se verá potenciado con la entrada en vigor de Basilea II, lo que acentúa aún más la importancia de disponer de modelos que hagan posible la implementación de ejercicios de *stress testing* [Bunn, Cunningham y Drehmann (2005) y Sorge (2004)].

Existen trabajos que desarrollan modelos empíricos aplicados a otros países, considerando factores explicativos micro y/o macroeconómicos<sup>5</sup>, aunque pocos aplican la metodología aquí empleada de modelos con corrección de error [Figueira, Glen y Nellis (2005), Delgado y Saurina (2004), Whitley, Windram y Cox (2004) y Brookes, Dicks y Pradhan (1994)]. El presente trabajo se nutre de dichos antecedentes, en particular del de Delgado y Saurina (2004). No obstante, debe tenerse en cuenta que este último trabajo constituye un análisis empírico del caso español, por lo que en él no se abordan los problemas derivados de la dolarización del sistema bancario. La consideración del problema de la dolarización en el análisis de los determinantes de la morosidad constituye, pues, la principal contribución de la presente investigación.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la siguiente sección se realiza el planteamiento general del problema, exponiendo brevemente las hipótesis básicas, la metodología a emplear y los datos a utilizar. En la tercera sección, se realiza una breve descripción de la evolución de la morosidad bancaria y las variables macroeconómicas en Uruguay entre 1989 y 2006. En la cuarta sección se presenta el análisis econométrico de los datos y la estimación del modelo empírico definido, se analizan sus resultados y se realizan simulaciones. Finalmente, en la última sección se presentan las conclusiones generales de la investigación. Al final del trabajo se incluye un Anejo con cuadros y gráficos, así como las referencias bibliográficas.

---

5. Al respecto, véanse, por ejemplo, para el caso español: Salas y Saurina (2002), Saurina (1998) y Freixas, de Hevia e Inurrieta (1994). Para otros países véanse, por ejemplo, González-Hermosillo, Pazarbasioglu y Billings (1997), Kwan y Eisenbeis (1997), Solttila y Vihriälä (1994) y Clair (1992). Para el caso de economías latinoamericanas con sistemas financieros dolarizados, trabajos como el de Azabache (2006), Jiménez (2006), Escobar (2003) y Cruz, Durán y Muñoz (2001) analizan el impacto de alteraciones en el tipo de cambio sobre la morosidad bancaria.



## 2 Marco conceptual

### 2.1 Comportamiento cíclico del crédito y la morosidad

El crédito bancario tiende a seguir un patrón con un claro comportamiento procíclico. Así, en la fase expansiva del ciclo económico, el crédito tiende a expandirse de forma acelerada, contribuyendo a profundizar la propia expansión de la economía. Por otra parte, la contracción del crédito que suele observarse durante la fase descendente del ciclo, tiende a acentuar la desaceleración económica, haciendo más agudo el ciclo económico<sup>6</sup>.

En este marco, la evolución de la morosidad bancaria también presenta un comportamiento cíclico, acompañando el ciclo económico en general. En la fase alta del ciclo las familias y las empresas, sin restricciones de acceso al crédito y con ingresos y ventas crecientes, tienen menores dificultades para hacer frente a sus obligaciones financieras. Por ello, los niveles de morosidad del crédito bancario tienden a reducirse. Por el contrario, en las fases recesivas, caracterizadas por la contracción del crédito y por el retroceso de las ventas empresariales y los ingresos familiares –por la caída del salario y el empleo–, la morosidad suele aumentar.

Es precisamente durante la fase expansiva del ciclo económico cuando se originan los problemas de morosidad, que luego se hacen evidentes con la ralentización de la actividad económica. En estos períodos de auge los bancos tienden a otorgar los créditos de forma más laxa, en el marco de un escenario de excesivo optimismo, y sobreestimando la capacidad de pago «estructural» de los tomadores de créditos, con el consiguiente aumento del riesgo que asumen. A su vez, debe tenerse presente que la preocupación por no perder cuota de mercado, en presencia de problemas de agencia y/o en un contexto de excesivo optimismo predominante en el mercado, también puede llevar a asumir mayores riesgos de los convenientes desde el punto de vista prudencial [Berger y Udell (2003), Manove y Padilla (1999) y Rajan (1994)].

Esta cuestión se profundiza debido a que en las fases expansivas los bancos suelen otorgar créditos a nuevos clientes, respecto de los cuales los problemas de información tienden a ser más importantes que con los clientes con los que el banco mantiene una relación duradera. De esta forma, se acentúan los problemas de selección adversa que enfrentan los bancos [Shaffer (1998)]. El excesivo riesgo que asumen los bancos en estos períodos también se ve potenciado por la sobrevaloración del colateral que suele verificarse en las fases expansivas, producto del aumento del precio de los activos reales y financieros [Borio y Lowe (2002)].

Asimismo, esta actitud que asumen los bancos en la fase creciente del ciclo suele verse potenciada por el ablandamiento de las restricciones presupuestarias que tienden a darse luego en los períodos de crisis, debido al tratamiento que usualmente reciben en esos momentos las instituciones con problemas patrimoniales, en particular aquellas de mayor tamaño (*too-big-to-fail*) [Kornai, Maskin y Roland (2003) y Bergara, Ponce y Zipitría (2003)].

---

6. En general, el crédito bancario presenta fluctuaciones cíclicas más intensas que las del PIB, tanto como consecuencia de factores de demanda como de oferta. Al respecto, véase, por ejemplo, Fernández de Lis, Martínez Pagés y Saurina (2000).

Como consecuencia, el riesgo de crédito tiende a aumentar de forma significativa en las fases expansivas, aunque ello recién se comience a reflejar cuando se aproxima el cambio de ciclo de la economía.

## **2.2 Determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria**

Si bien existe un conjunto de trabajos empíricos que analizan, para diferentes realidades, los factores explicativos de la morosidad bancaria en cada caso, es necesario reconocer que no existe a nivel teórico un modelo general que recoja y permita precisar los determinantes de la morosidad.

No obstante, a partir de la revisión de los trabajos empíricos existentes –mencionados anteriormente–, y también de los modelos teóricos que analizan desde una perspectiva macroeconómica los determinantes de las quiebras empresariales –caso más extremo que la morosidad–<sup>7</sup>, es posible identificar un conjunto de variables que potencialmente podrían explicar la evolución de la morosidad en el caso uruguayo. Esto permite formular hipótesis preliminares que sirvan de orientación para el presente trabajo.

Las variables macroeconómicas que en general se incluyen como factores explicativos suelen estar entre las siguientes: tasa de variación real del producto interior bruto (PIB) –o de la demanda agregada–, de los precios de las materias primas, de los salarios y de la renta disponible, tasa de paro, inflación, depreciación de la moneda, tipos de interés (nominales o reales), ratio de endeudamiento o del servicio de la deuda, oferta monetaria y, en ciertos casos, también alguna medida de expectativas. Cabe señalar que el grado de significatividad de dichas variables –e incluso, en algunos casos, el signo de la relación que presentan con la morosidad– difiere entre los distintos trabajos empíricos considerados.

Este conjunto de posibles variables macroeconómicas explicativas de la morosidad puede agruparse, siguiendo la tradición en la literatura, en tres grandes grupos, aunque debe reconocerse que la delimitación no es sencilla ni clara, en la medida que muchas de dichas variables se encuentran altamente correlacionadas entre sí.

En primer lugar, estarían las variables relacionadas con el ciclo económico, entre las que podría situarse la variación del PIB o de la demanda agregada, que cabría esperar que presenten una relación negativa con la morosidad: cuando la situación económica mejora, como se señaló antes, las empresas y las familias deberían presentar menores dificultades para hacer frente a sus obligaciones financieras.

En segundo lugar, se ubicarían las variables que afectan la liquidez de los agentes, sea por el lado de sus ingresos o de los costes del servicio de la deuda o de las actividades productivas que desarrollan. Dentro de este grupo podrían encontrarse los tipos de interés –con una relación esperada positiva con la morosidad–, los salarios reales –con una relación positiva en el caso de las empresas y negativa en el caso de las familias– y los precios de las materias primas en el caso de las empresas y la tasa de paro o la renta disponible en el de las familias –con una relación esperada positiva en los dos primeros casos y negativa en el último–. No obstante, debe tenerse en cuenta que la mayoría de estas variables también se encuentran estrechamente ligadas al ciclo económico.

---

7. El principal trabajo de referencia es de Wadhvani (1986). Sobre la base de este modelo, Davis (1995), Freixas, de Hevia e Inurrieta (1994) y Brookes, Dicks y Pradhan (1994) desarrollan modelos similares.

En el caso de los salarios reales, a priori cabría esperar que el efecto dominante fuese el vinculado con los ingresos de las familias y no con los costes de las empresas<sup>8</sup>. Téngase en cuenta que los aumentos de salarios tienden a producirse en las fases expansivas, cuando las empresas no presentan dificultades para hacer frente a sus compromisos financieros<sup>9</sup>. Por el contrario, la caída del salario que suele observarse en las fases recesivas, contribuye a explicar el aumento de la morosidad en el caso de las familias.

Por último, en el tercer grupo se encontrarían las variables relacionadas con el nivel de endeudamiento o la carga del servicio de la deuda. Si bien a priori podría esperarse que estas variables presentaran una relación positiva con la morosidad, los estudios empíricos no son concluyentes al respecto, dependiendo en ciertos casos de la relación existente entre los bancos y sus clientes.

Por ejemplo, Davis (1995) sostiene que si bien un aumento del nivel de endeudamiento tiende a elevar la fragilidad financiera, cuando existe una estrecha relación entre bancos y empresas –y por ende los bancos disponen de abundante información sobre sus clientes–, los bancos pueden estar dispuestos a continuar financiando a las empresas en momentos de dificultad, si sus perspectivas de medio plazo son favorables. Contra ello, podría sostenerse que los problemas de riesgo moral implícitos en estos casos podrían dificultar ese comportamiento por parte de los bancos.

En el caso de las economías con sistemas bancarios altamente dolarizados, como es el caso de Uruguay, resulta necesario recoger dicha especificidad dentro del conjunto de posibles determinantes de la morosidad. La dolarización del crédito provoca un descalce de monedas al nivel de los deudores, cuyos ingresos se encuentran básicamente en moneda local y sus obligaciones financieras en una moneda extranjera, esencialmente dólares estadounidenses.

Ello da lugar a problemas de riesgo de crédito derivado del riesgo cambiario –o riesgo cambiario crediticio– que asumen los deudores, fenómeno que ha operado como una de las causas de las crisis bancarias ocurridas en estos países, al incrementar su fragilidad financiera [De Nicolás, Honohan e Ize (2003), Allen et al. (2002) y Licandro y Licandro (2001)]. Cuando se produce una depreciación brusca de la moneda local, los ingresos medidos en dólares de las familias y las empresas que operan en el mercado doméstico se ven reducidos en forma importante, lo que genera serias dificultades para hacer frente al pago del capital e intereses de la deuda<sup>10</sup>.

Por este motivo, en el caso de economías con sistemas financieros dolarizados debe considerarse, dentro de los factores macroeconómicos que pueden afectar la morosidad bancaria, variables como la depreciación real de la moneda local (esto es,

---

**8.** No se dispuso de información desagregada al nivel de empresas y familias de forma de poder verificar esta hipótesis.

**9.** De esta forma, el impacto positivo del aumento de los salarios reales sobre la morosidad de las empresas, derivado del incremento de costes, no sería significativo. Por otra parte, podría pensarse que exista una relación negativa con la morosidad, por el lado de la demanda, dado el impacto que el aumento de los salarios reales tiene sobre el mercado interno y las ventas de las empresas.

**10.** Este es uno de los motivos por los que, en economías con elevados niveles de dolarización de su deuda pública y su sistema financiero, una depreciación significativa de la moneda no suele tener efectos reactivadores en el corto plazo, tanto por el efecto sobre la capacidad de pago de los deudores, como por el denominado efecto de balance (*balance sheet effect*), que afecta también a las empresas del sector transable de la economía. Cuando el *shock* cambiario es pequeño, los efectos de balance no son tan importantes y la depreciación real tiene efectos positivos sobre el nivel de actividad, por su impacto sobre las exportaciones netas. Al respecto, véase, por ejemplo, Céspedes, Chang y Velasco (2000).

el inverso de la variación de los precios internos medidos en dólares), la variación de los salarios medidos en dólares o la tasa de interés real de los créditos en moneda extranjera. De esta forma, es posible recoger el efecto que la brecha entre la evolución del tipo de cambio y los precios internos –o los salarios– tiene sobre la capacidad de pago de los deudores con problemas de descalce de moneda en sus créditos.

En relación con la variación de los salarios en dólares, a diferencia de lo comentado antes para los salarios reales, cabría esperar a priori una relación negativa con la morosidad, tanto en el caso de las familias como de las empresas. En el caso de las empresas con ingresos en moneda local, ello obedecería a que los salarios en dólares estarían recogiendo, básicamente, el impacto que los *shocks* cambiarios tienen sobre sus ingresos en dólares y, por lo tanto, sobre su capacidad de repago de los préstamos en dicha moneda.

Téngase en cuenta que la variación en dólares de los salarios se integra de dos componentes: la variación real de los salarios, por un lado, y la inflación en dólares, por otro. Como se explicó antes, el impacto positivo del aumento de los salarios reales sobre la morosidad de las empresas, derivado del incremento de costes, sería poco significativo, e incluso podría presentar una relación negativa por el lado de la demanda. En el caso de la inflación en dólares, por su parte, cabría esperar una relación negativa con la morosidad, altamente significativa en el caso de las empresas con descalce de moneda, por su efecto sobre el valor de la deuda respecto al ingreso de las empresas<sup>11</sup>.

Además de este conjunto de variables de carácter macroeconómico, es posible recoger algunas variables que los trabajos empíricos existentes suelen señalar como factores de índole microeconómico, utilizados para distinguir la evolución de la morosidad entre las entidades de crédito, en estudios de datos de panel. Entre estas variables estaría el crecimiento del crédito y el porcentaje de créditos garantizados en cada entidad. Ambos elementos también pueden considerarse cuando se realiza un abordaje global al tema de los determinantes de la morosidad, basado en series temporales agregadas.

Así, como se señaló en el apartado 2.1, suele considerarse que una expansión crediticia «demasiado» acelerada tiende a provocar problemas de morosidad en el futuro, dado que dicho comportamiento suele ir acompañado de una reducción de los estándares mínimos exigidos. A su vez, en estos casos, el banco se ve afectado en forma más intensa por problemas de selección adversa, dado que el aumento del crédito suele darse sobre la base de nuevos clientes, respecto a los que los problemas de información son más agudos<sup>12</sup>. Por lo tanto, puede pensarse que el crecimiento del crédito actual podría explicar, en parte, los niveles de morosidad en el futuro, con lo que cabría esperar que ambas variables presenten una relación positiva, con un cierto desfase [Keeton (1999), Jordan (1998), Solttila y Vihriälä (1994) y Clair (1992)].

También es posible identificar un impacto instantáneo de la variación del crédito sobre la ratio de morosidad, de signo contrario al anterior, derivado de un efecto meramente

---

**11.** Respecto a la significatividad de este efecto, debe tenerse presente que, en los sistemas bancarios dolarizados, el impacto de los *shocks* cambiarios sobre la morosidad, ya de por sí agudos, se ven amplificados por los problemas de riesgo moral que se generan. En efecto, en la medida que se trata de un problema generalizado, que afecta a la gran mayoría de los créditos tanto de familias como de empresas, se generan incentivos negativos sobre el comportamiento de pago de los deudores –a la espera de «soluciones» globales, como ser refinanciaciones y otros tipos de ablandamientos de las restricciones presupuestarias–, lo que deteriora aún más la ratio de morosidad. La experiencia uruguaya es clara al respecto.

**12.** Los nuevos clientes que capta un banco en períodos de expansión agresiva del negocio suelen ser los de peor calidad, que no acceden al crédito en otras entidades o lo hacen en condiciones poco favorables.

contable por la variación del denominador de la ratio (los créditos totales). Así, una expansión del crédito, *ceteris paribus*, tenderá a reducir contemporáneamente la ratio de morosidad, por el aumento del denominador, en tanto que una reducción del *stock* de crédito tenderá a incrementarla<sup>13</sup>. En la medida que, como se verá luego, durante la crisis bancaria uruguaya de 2002 se produjo una profunda contracción del crédito, este factor puede resultar relevante en la explicación de la evolución de la morosidad.

Respecto a la conexión entre garantías y morosidad, es posible identificar dos enfoques contrapuestos, por lo que el signo esperado de dicha relación resulta, a priori, indeterminado [Jiménez y Saurina (2004) y Manove y Padilla (1999)]. Por un lado, la visión más tradicional sobre el tema postula una relación negativa entre garantías y morosidad, basada en la consideración de las garantías como una señal emitida por el deudor. En este sentido, los deudores de mayor calidad estarían dispuestos a aportar garantías, para señalar que son buenos riesgos. A su vez, el mayor compromiso del deudor, implícito en la garantía, también contribuiría a reducir los problemas de riesgo moral.

Por otro lado, existen otros enfoques que identifican una relación positiva entre ambas variables, basados en que los bancos exigirían a sus deudores de mayor riesgo la aportación de garantías como forma de cobertura<sup>14</sup>. A su vez, la existencia de garantías podría reducir los incentivos que tienen las entidades bancarias para realizar un adecuado análisis de riesgo y seguimiento del crédito.

Cabe señalar que, a su vez, el papel de las garantías también puede ser diferente según se trate de créditos a empresas –para los que algunos trabajos empíricos encuentran una relación positiva [Berger y Udell (1990)]– o a familias, como ser los créditos con garantía hipotecaria para la adquisición de vivienda, que tienden a ser créditos de menor riesgo.

### 2.3 Aspectos metodológicos

En los modelos univariantes las técnicas de estimación Box-Jenkins requieren que la variable sea estacionaria, esto es, integrada de orden 0, para lo cual la tendencia estocástica debe ser eliminada, diferenciando tantas veces como sea necesaria la variable original en niveles.

Cuando se trabaja en un contexto multivariante, no resulta correcto generalizar automáticamente este procedimiento de diferenciación de las variables no estacionarias, debido a que es posible que existan relaciones de cointegración entre las mismas<sup>15</sup>. Dichas relaciones de cointegración implican la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo entre las variables, esto es, la existencia de tendencias estocásticas comunes en las mismas. Por lo tanto, el procedimiento de diferenciar las variables no estacionarias provocaría, en este caso, la pérdida de información relevante al momento de estimar el modelo, referida a las

---

**13.** En general el concepto de contracción del crédito suele asociarse con la no concesión de nuevos créditos, sin que ello signifique una disminución en el corto plazo del saldo total. No obstante, en sistemas bancarios basados en créditos de muy corto plazo, como es el caso uruguayo, es posible que se verifiquen, en plazos breves de tiempo, reducciones nominales de entidad en el *stock* total de crédito.

**14.** Esta visión del tema estaría más en línea con la visión que aparece como dominante en la industria.

**15.** El concepto de cointegración fue introducido por Engle y Granger (1987). Formalmente, puede definirse como sigue: sea  $X_t$  un vector de  $n$  componentes, todos ellos integrados de orden  $d$ , se dice que están cointegrados de orden  $(d, b)$  si existe un vector  $\alpha$  no nulo tal que la combinación lineal  $\alpha' X_t$  es integrada de orden  $d-b$ ; el vector  $\alpha$  se denomina vector de cointegración y el número de vectores de cointegración independientes determina el rango de cointegración. El caso más relevante en economía, y más desarrollado desde el punto de vista de las técnicas econométricas, es aquel en el que se trabaja con series integradas de orden 1, cointegradas de orden  $(1, 1)$ , es decir, para las que existe una combinación lineal estacionaria.

relaciones a largo plazo existentes entre las variables. Por consiguiente, constituiría un error de especificación<sup>16</sup>.

El principal rasgo de un conjunto de variables cointegradas es que sus sendas temporales están influidas por cualquier desviación respecto a sus equilibrios de largo plazo.<sup>17</sup> De esta forma, dada una desviación, para que el sistema de variables retorne a su equilibrio de largo plazo, resulta necesario que al menos alguna de las variables responda a la magnitud de dicho desequilibrio. Esto conduce a la idea del mecanismo de corrección del error, por el cual la dinámica de corto plazo de un sistema de variables está influida por las desviaciones respecto al equilibrio de largo plazo que proporciona la relación de cointegración.

Una vez establecida la relación a largo plazo de las variables y con objeto de determinar cómo se produce el ajuste a corto plazo, se parte de un modelo muy general, sin restricciones, limitando la exclusión a priori de variables que pudieran resultar significativas, y con un número suficiente de desfases, de forma que se puedan obtener respuestas flexibles entre las variables (modelo autorregresivo con retardos distribuidos, ADL, *autoregressive distributed lag*). Luego, mediante un proceso parsimonioso, se va simplificando hasta estimar el mecanismo generador de los datos. Esta metodología de lo general a lo específico –*general to specific modelling*– es la que se sigue en este trabajo.

#### **2.4 Definición de morosidad, instituciones y variables a considerar**

En el presente trabajo se adopta una definición de morosidad considerando el cociente entre los créditos vencidos al sector no financiero (SNF) privado residente y el total de dichos créditos (vigentes y vencidos). Se trata, pues, de la manifestación ex post del riesgo de crédito.

Los créditos vencidos incluyen los que las normas contables clasifican como colocaciones vencidas, créditos en gestión y créditos morosos, que son aquellos préstamos con atrasos en el cumplimiento de sus obligaciones mayores o iguales a 60 días y, en general, menores o iguales a 2 años<sup>18</sup>.

Téngase en cuenta que los créditos castigados –es decir, aquellos que tienen un atraso en el pago mayor a 2 años, o el plazo establecido para el cómputo de las garantías,

---

**16.** Por lo tanto, el procedimiento a seguir deberá, en primer lugar, determinar el orden de integración de las series, para luego, en caso de que estas no sean estacionarias y posean todas el mismo orden de integración, analizar la existencia o no de relaciones de cointegración entre las variables.

**17.** Si el equilibrio es significativo, el desvío respecto de la relación de largo plazo (*equilibrium error*) deberá ser estacionario. Esta es la base de la metodología de Engle-Granger para evaluar la existencia de relaciones de cointegración.

**18.** Hasta abril de 2006 se consideraban colocaciones vencidas los préstamos con atrasos en el cumplimiento de sus obligaciones mayores o iguales a 60 días y menores a 150 días, créditos en gestión con atrasos iguales o superiores a 150 días y menores a 240, y créditos morosos con atrasos de 240 días o más y, en general, menores o iguales a 2 años.

De acuerdo a lo establecido por las normas contables, transcurridos 2 años –o el plazo establecido para el cómputo de las garantías, cuando éste sea mayor– los créditos morosos deberán ser dados de baja del balance y transferidos a una cuenta de orden (créditos castigados o *written-off*).

Desde abril de 2006 entraron en vigor los cambios establecidos por la Comunicación N° 2005/273, del 27 de diciembre de 2005, que, entre otras modificaciones, introdujo un tratamiento diferente según se trate de créditos al consumo, para vivienda o comerciales, estableciendo plazos diferentes en cada caso para la ubicación en cada una de las tres categorías, pero sin afectar los plazos en los que se consideran globalmente como créditos vencidos. Las Normas Contables y Plan de Cuentas para las Empresas de Intermediación Financiera pueden consultarse en el sitio web del BCU: [www.bcu.gub.uy/a17904.html](http://www.bcu.gub.uy/a17904.html).

cuando éste sea mayor– no se incluyen dentro de la categoría de créditos vencidos, por lo que no se considerarán a los efectos del cálculo de la ratio de morosidad.

A efectos de delimitar una situación de morosidad, en el presente trabajo sólo se considera el comportamiento efectivo de pago del deudor, a diferencia de lo que sucede en otros trabajos empíricos [Delgado y Saurina (2004)], que también consideran la evaluación de su capacidad de pago, independientemente del grado de cumplimiento de sus obligaciones financieras<sup>19</sup>.

En este trabajo sólo se tienen en cuenta los créditos concedidos por los bancos privados<sup>20</sup>, sin considerar las otras instituciones que otorgan préstamos al sector privado residente, básicamente los bancos públicos y las cooperativas<sup>21</sup>. Se excluyen las cooperativas, ya que, en el momento de efectuar este trabajo, la participación en el mercado bancario de este grupo de entidades es virtualmente inexistente<sup>22</sup>.

Las razones por las que no se incluyen los bancos públicos –el Banco República (BROU) y el Banco Hipotecario (BHU)– son distintas. Su lógica de funcionamiento, su esquema de dirección y gobierno corporativo, y los diferentes objetivos de política estatal que en el pasado afectaron su toma de decisiones, hacen que los determinantes de la morosidad en ambos casos sean muy diferentes a los de los bancos privados<sup>23</sup>. Por otra parte, no se dispone de datos para todo el período de estudio<sup>24</sup>, al tiempo que las dos instituciones presentaron, durante parte del mismo, problemas en materia de información, lo que dificulta notoriamente el análisis.

Ambas instituciones mostraron durante todo el período niveles de morosidad notoriamente elevados, muy superiores a los de la banca privada. En el caso del BROU, hasta diciembre de 2003 –fecha en que constituyó un fideicomiso financiero al que traspasó la mayor parte de su cartera pesada– la ratio de morosidad nunca fue inferior a 18%, ubicándose desde mediados de 2000 por encima de 40%, con un máximo de 72% a finales de 2003, previo a la constitución del fideicomiso. En el caso del BHU, la morosidad tampoco fue nunca inferior a 18%<sup>25</sup>, y desde mediados de 2001 se sitúa por encima de 40%, con un máximo de 69% en junio de 2006.

En cuanto a la cobertura por monedas, sólo se consideran los créditos en moneda extranjera –básicamente dólares estadounidenses–, en la medida que, como se analiza en el apartado siguiente, una de las características esenciales del crédito bancario en Uruguay durante el período analizado es su elevado y creciente grado de dolarización. A comienzos de la década de los noventa, el porcentaje de créditos en moneda extranjera superaba

---

**19.** Esta distinción, en cuanto a los elementos constitutivos de una situación de morosidad, en algunas ocasiones se establece como criterio objetivo (comportamiento de pago) y evaluación subjetiva (capacidad de pago). En este último caso, estaríamos ante una definición más amplia de activos dudosos, tal como, por ejemplo, la define la Circular del Banco de España 4/1991. La normativa en Uruguay establece una definición de este tipo como base para el cálculo de las provisiones por incobrabilidad, no así a efectos de la clasificación contable de los créditos.

**20.** Se incluyeron los 28 bancos privados que durante el período objeto de estudio estuvieron en actividad. En la actualidad, sólo 12 de dichas entidades operan en el mercado bancario uruguayo.

**21.** En Uruguay existen además otros dos tipos de instituciones financieras que realizan actividades de intermediación, denominadas casas financieras e instituciones financieras externas, pero estas realizan básicamente operaciones con no residentes (*off-shore*).

**22.** A junio de 2006 la participación de las cooperativas en el total del activo del sistema bancario (incluyendo a los bancos públicos y privados, además de las cooperativas) era de 0,2%.

**23.** A vía de ejemplo, téngase en cuenta el diferente impacto que las leyes y acuerdos administrativos de refinanciación de deudas tuvieron en el pasado sobre el Banco República y los bancos privados.

**24.** Se dispuso de información del BROU desde junio de 1991 y del BHU desde junio de 1992.

**25.** Con excepción de un breve período entre finales de 1994 y mediados de 1996.

el 75% del total, en tanto que actualmente se ubica próximo a 90%. Por lo tanto, el presente trabajo aborda el estudio del segmento más relevante del mercado de crédito bancario uruguayo, el de la moneda extranjera, evitando los problemas de agregación que surgirían de incluir en el análisis la pequeña parte del mercado que representa la moneda local.

Como se comentó en el apartado 2.2, a partir de la revisión de los trabajos empíricos existentes y de los modelos teóricos de quiebras empresariales, se seleccionó un amplio conjunto de variables macroeconómicas y del sistema bancario en general, que podrían constituir factores explicativos de la morosidad bancaria en Uruguay. Las variables explicativas utilizadas en la presente investigación son las siguientes:

- o variación interanual (últimos 12 meses) y trimestral de los créditos totales al SNF privado residente en moneda extranjera concedidos por la banca privada;
- o porcentaje de dichos créditos con garantía<sup>26</sup>;
- o variación real interanual del PIB;
- o tipo de interés en dólares promedio cobrado por la banca privada;
- o tasa de paro;
- o índice de ocupados;
- o variación interanual en dólares del índice medio de salarios;
- o tasa de depreciación real interanual<sup>27</sup>.

Todas las series mencionadas son trimestrales, con información que cubre un período de 17 años, desde el segundo trimestre de 1989 hasta el segundo trimestre de 2006<sup>28</sup>. En el cuadro A.1 del Anejo se presenta la descripción de las variables utilizadas en el trabajo, la fuente correspondiente y algunos estadísticos descriptivos de cada serie.

---

**26.** Con respecto a esta variable se debió trabajar con una *proxy* de la misma. En primer lugar, debido a que sólo se dispuso de información sobre garantías de créditos al sector privado sin discriminar entre residentes y no residentes. En segundo lugar, porque hasta 1995 la información incluía tanto garantías computables como no computables, por lo que se procedió a ajustar la serie para atrás, para reflejar exclusivamente las garantías computables. Finalmente, porque la información de algunas instituciones no resultaba totalmente fiable (se trata de información extraída de las cuentas de orden de los balances de los bancos), presentando oscilaciones muy marcadas, por lo que se optó por excluir a 4 instituciones.

**27.** Calculada como la variación interanual del tipo de cambio (TC) deflactada por la correspondiente al índice de precios al consumo (IPC), esto es:  $(TC_t / TC_{t-4}) / (IPC_t / IPC_{t-4}) - 1$ , utilizando datos trimestrales.

**28.** No se dispuso de información sobre créditos previa a junio de 1989. Entre esa fecha y junio de 1995 la información de créditos disponible para este trabajo fue de frecuencia semestral, por lo que se procedió a su trimestralización, considerando su media aritmética. Similar procedimiento se utilizó con el dato correspondiente a septiembre de 1997, por no estar disponible.

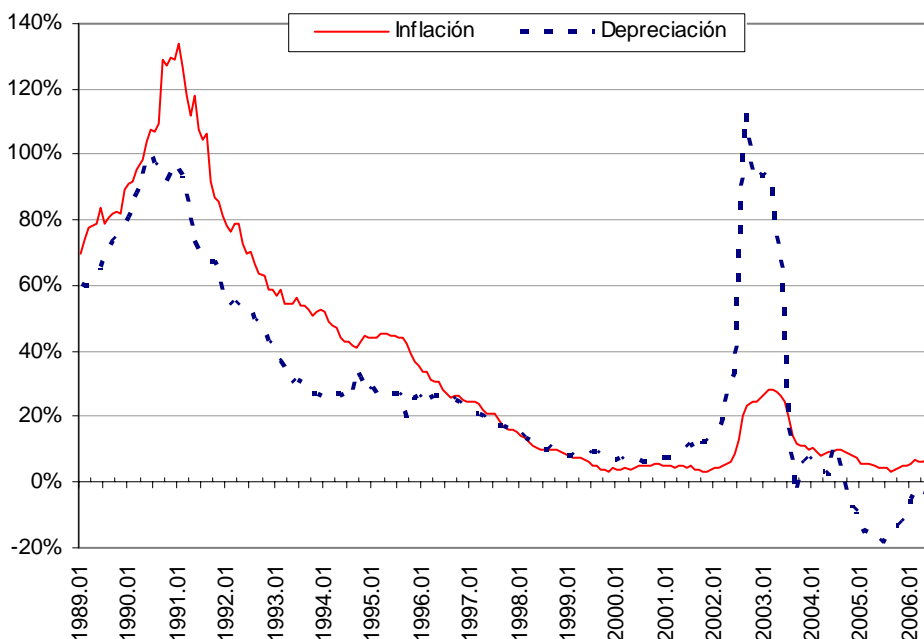


### 3 Morosidad y variables macroeconómicas en Uruguay

El objetivo de este apartado es describir brevemente algunas características básicas del sistema bancario uruguayo así como presentar la evolución de la morosidad bancaria y de las variables macroeconómicas de contexto durante el período de estudio<sup>29</sup>. Al respecto, debe tenerse en cuenta que la evolución de la economía uruguaya en este período estuvo caracterizada por ciclos económicos muy marcados; en este sentido, el conjunto de variables consideradas presentó, en general, una elevada volatilidad.

A comienzos de la década de los noventa Uruguay comenzó a aplicar un plan de estabilización de ancla cambiaria. Así, partiendo de tasas de inflación muy elevadas –que alcanzaron un máximo de 134% en el año móvil finalizado en enero de 1991–, la variación de los precios al consumo siguió un proceso de sostenida reducción, hasta situarse a finales de la década por debajo de 5%. Esta reducción, en el marco del comentado plan de estabilización, fue liderada por la depreciación de la moneda, cuyo descenso fue más pronunciado, tal como se puede apreciar en el gráfico 1.

**Gráfico 1. Inflación y depreciación (variación interanual)**



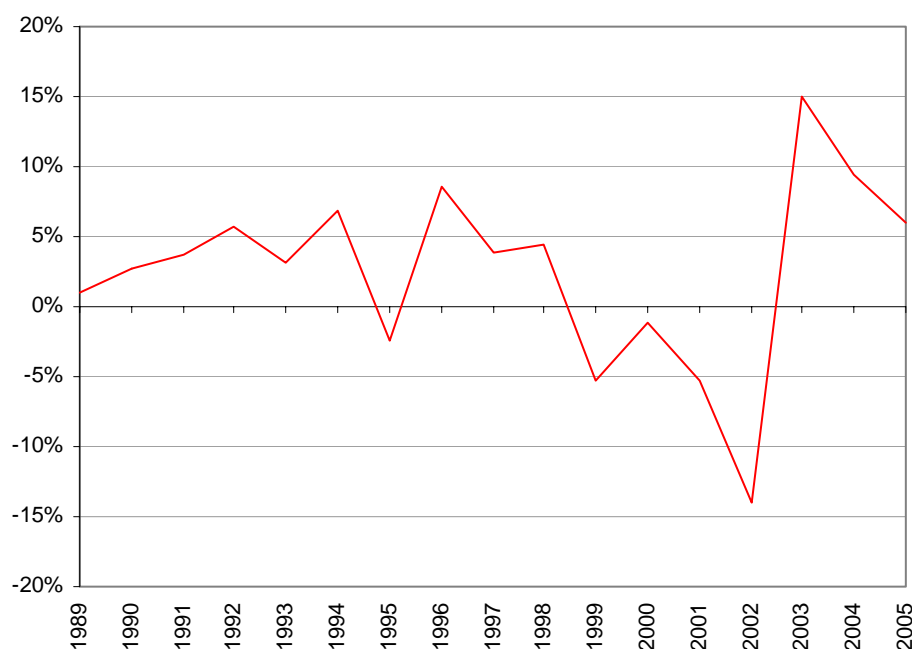
Otro elemento a destacar en el período estudiado es la crisis generalizada a la que se enfrentó la economía uruguaya en el año 2002, en buena medida impulsada por la crisis de la economía argentina, aunque también por debilidades propias que presentaba la economía y el sistema bancario uruguayo.

<sup>29</sup>. Para un análisis más detallado de la evolución macroeconómica de Uruguay durante la década de los noventa, así como de la crisis económica de 2002, véase, por ejemplo, De Brun y Licandro (2006).

Esta crisis tuvo su manifestación cambiaria, tal como puede apreciarse en el gráfico 1, con una brusca depreciación de la moneda local, concentrada en el mes de julio, que alcanzó en términos interanuales un máximo de 113% en septiembre de 2002. Esta evolución del tipo de cambio provocó un alza de la inflación, que llegó a situarse próxima a 30% a comienzos de 2003, para luego descender a niveles cercanos a 5%.

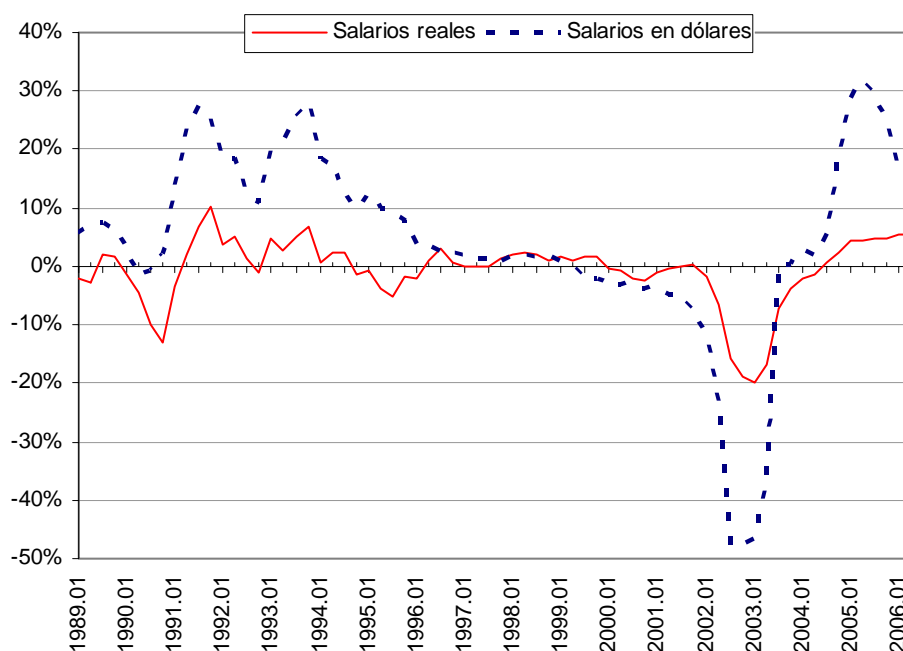
La crisis también afectó al nivel de actividad. La economía uruguaya, después de registrar una fase de crecimiento relativamente acelerado durante la década de los noventa –con excepción del año 1995, por efecto de la «crisis del tequila» de México–, entró en una fase recesiva a finales de 1998. La situación se agravó en 2002, año en el que la economía sufrió un verdadero colapso, con una caída del PIB de 14%, acumulando una contracción de 24% en el período 1999-2002. A partir de 2003 la recuperación también fue muy acelerada, alcanzando ese año un crecimiento económico de 15% (véase gráfico 2).

**Gráfico 2. Crecimiento económico (variación interanual a diciembre de cada año)**



La recesión iniciada en 1999, y la posterior profundización de la crisis en 2002, provocaron un sustancial aumento de la tasa de paro, que pasó de 10,5% a finales de 1998, a 19,2% a comienzos de 2003. Los salarios reales también se contrajeron significativamente –cayeron 19% en 2002–, en tanto que medidos en dólares la caída fue sustancialmente mayor (48%). La variación interanual de los salarios –reales y en dólares–, variable que, como se verá, resulta especialmente relevante como determinante de la morosidad en el caso uruguayo –en particular los salarios en dólares en el caso de la morosidad en moneda extranjera– se presenta en el gráfico 3.

**Gráfico 3. Salarios reales y en dólares (variación interanual)**



Como se aprecia en el gráfico 3, en la primera mitad de la década de los noventa se observó un marcado incremento de los salarios en dólares, consistente con la comentada evolución de la inflación y la depreciación, en el marco del plan de estabilización aplicado en dicho período.

La crisis económica de 2002 también fue acompañada por una profunda crisis bancaria, que determinó la liquidación de 5 bancos privados –dos de los cuales eran los bancos privados de mayor tamaño del mercado<sup>30</sup> y una pequeña cooperativa<sup>31</sup>. Se produjo, además, un intenso y prolongado proceso de retirada de depósitos (corrida bancaria o *bank run*); en el caso de los denominados en moneda extranjera el retiro alcanzó a ser del 46% del total de depósitos entre febrero y julio de 2002. La calidad de la cartera, por su parte, medida a través de la ratio de morosidad, se deterioró marcadamente, alcanzando para los bancos privados un máximo a comienzos de 2003 de 31% en los créditos en moneda extranjera. Con posterioridad, esta ratio presentó una tendencia descendente, para situarse en 2006 por debajo de 5% (véase gráfico 4)<sup>32</sup>.

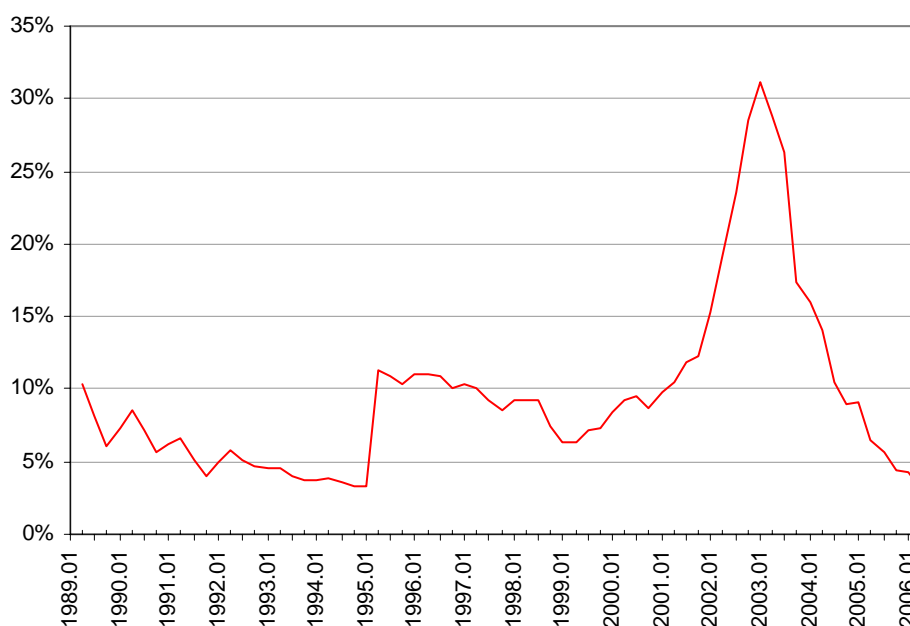
**30.** Los cinco bancos liquidados acumulaban, en diciembre de 2001, el 42% de los activos totales de los bancos privados y, en general, se trataba de los bancos privados con mayor red física.

**31.** Tres de los bancos liquidados en diciembre de 2002, cuyas actividades habían sido suspendidas en julio de ese año, dieron lugar a una nueva institución, denominada Nuevo Banco Comercial, que adquirió parte de la cartera «buena» de esas entidades.

A comienzos de 2006 se liquidó otra cooperativa, en lo que puede considerarse un coletazo de la crisis de 2002, cuyos activos fueron adquiridos por un banco venezolano. Para un análisis de la crisis bancaria uruguaya de 2002, véanse, por ejemplo, de la Plaza y Sirtaine (2005) y Vallcorba (2003).

**32.** El aumento de la ratio de morosidad de mediados de 1995 es consecuencia de una modificación regulatoria introducida en ese año. Hasta ese momento, en el balance de los bancos no se desagregaba el valor del capital adeudado correspondiente a los créditos morosos, sino que estos figuraban por su valor neto de provisiones. Dicho valor, con excepción de los créditos con garantías, era virtualmente nulo, en la medida que los créditos morosos se provisionan por el 100% de su valor neto de garantías computables. La Actualización n.º 44 de las Normas Contables, del 22 de diciembre de 1994, modificó dicho criterio, a efectos de exponer el total de la deuda en el balance. Por este

**Gráfico 4. Morosidad de los créditos en moneda extranjera de la banca privada**



Parte del aumento de la morosidad observado durante 2002 y 2003 se originó en el efecto contable derivado de la fuerte contracción del crédito, contracción que se concentró entre marzo de 2002 y junio de 2003, alcanzando la mayor caída en el tercer y cuarto trimestre de 2002 (14% y 13% en cada trimestre, respectivamente). Dicha contracción se vincula con la crisis económica por la que atravesó la economía uruguaya –y el comentado comportamiento procíclico del crédito–, pero en parte también se asocia a la huida de depósitos, debido a los requerimientos de liquidez que los bancos tuvieron que afrontar por esa razón.

El comportamiento procíclico del crédito se observa durante todo el período analizado, donde se destaca la marcada expansión que tuvo el crédito durante prácticamente toda la década de los noventa, hasta que la economía entró en fase recesiva a finales de 1998, tal como se puede apreciar en el gráfico 5<sup>33</sup>.

Cabe destacar que una de las principales características que presenta el sistema bancario uruguayo es la elevada y persistente dolarización de activos y pasivos. En el caso de los créditos, a su vez, la dolarización presentó en el período una tendencia creciente. A comienzos de la década de los noventa, el porcentaje de depósitos en moneda extranjera en los bancos privados representaba cerca de 90% del total, mientras que el porcentaje de

---

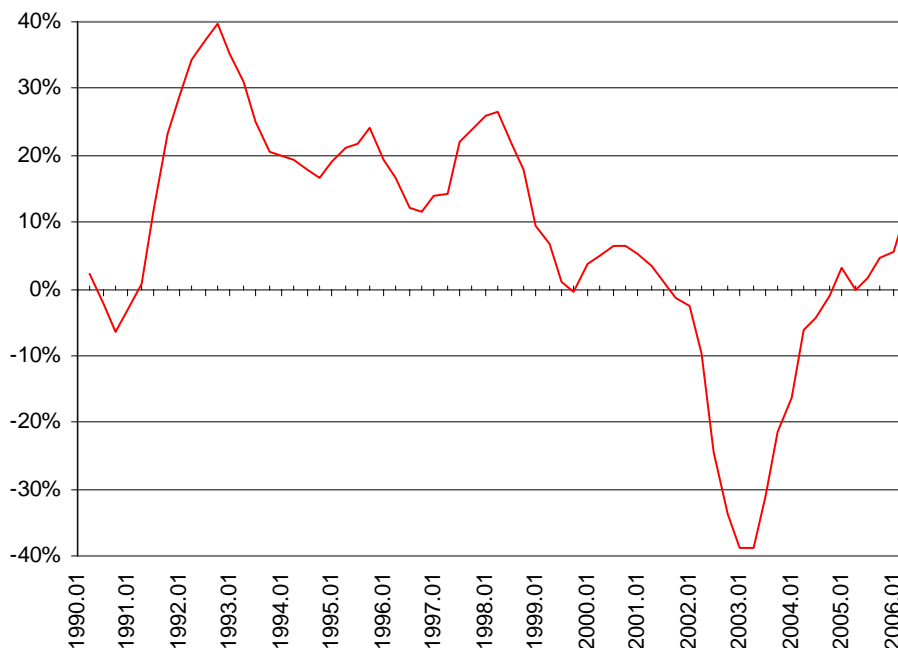
motivo, la serie de créditos vencidos presenta un escalón a partir de junio de 1995, lo que, desde el punto de vista econométrico, se recoge mediante la inclusión de una variable ficticia (*dummy*) tipo escalón (D952), que toma valor 0 hasta ese período y 1 desde ese trimestre en adelante.

**33.** El gráfico 5 presenta la variación del crédito corregida por el efecto del cambio regulatorio de 1995, la liquidación de bancos en 2002 y el ingreso del Nuevo Banco Comercial en 2003.

créditos concedidos en moneda extranjera superaba el 75%<sup>34</sup>. En la actualidad, ambos porcentajes se sitúan próximos a 90%.

Los tipos de interés de los créditos en moneda extranjera tendieron a acompañar, durante buena parte del período analizado, la evolución de los tipos internacionales, con una prima que osciló, hasta la crisis de 2002, entre 4 puntos porcentuales (pp) y 8 pp.

**Gráfico 5. Crédito en moneda extranjera de la banca privada**  
(variación interanual en dólares)

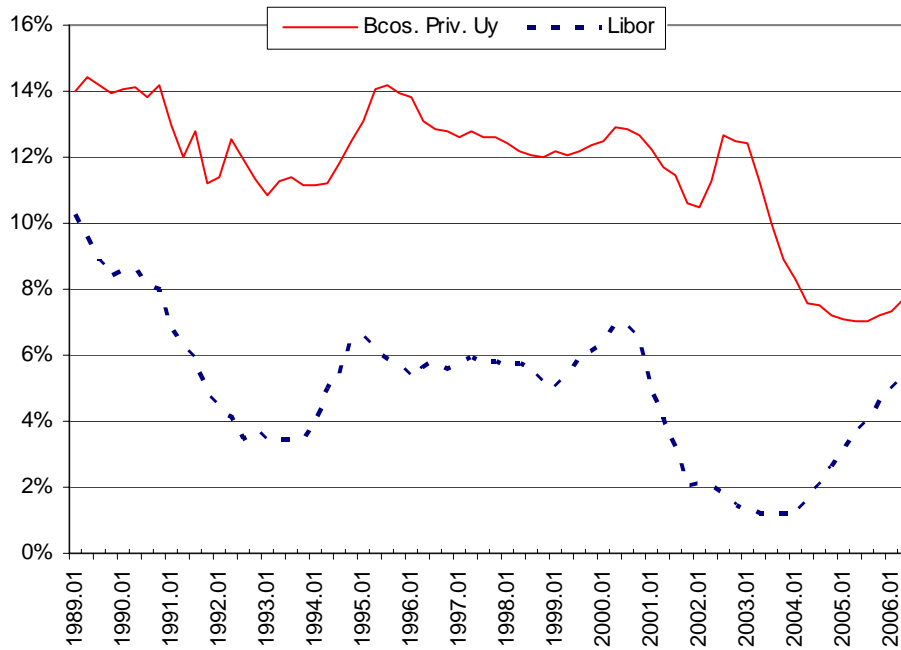


Con la crisis bancaria de 2002 dicho comportamiento se modificó: los tipos de interés tendieron a aumentar, a pesar de la reducción de las tasas internacionales, con lo que el diferencial llegó a superar los 11 pp. Con posterioridad, el comportamiento de estos tipos de interés tampoco siguió la tendencia alcista internacional, presentando a partir de 2004 una relativa estabilidad, después de la fuerte reducción de 2003. Así, la prima respecto a los tipos internacionales se situó en 2006 próxima a 2 pp (véase gráfico 6). Este comportamiento se explicaría por la elevada selectividad que mostraron los bancos en la concesión de nuevos créditos tras la crisis, seleccionando aquellos de menor riesgo, en particular los vinculados al sector exportador, que se había visto beneficiado por la depreciación de 2002 y la mejora de los precios internacionales.

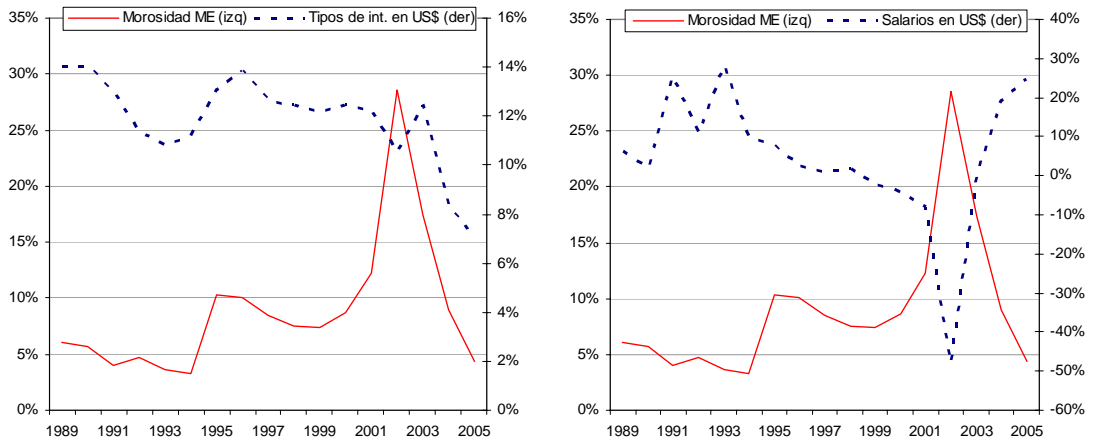
La comentada evolución de las variables macroeconómicas y bancarias durante el período 1989-2006 aporta elementos a favor de la hipótesis acerca de la existencia de relaciones de equilibrio de largo plazo entre la morosidad bancaria y algunas de las mencionadas variables, aspecto que se aborda formalmente en la siguiente sección. Al respecto, el gráfico 7 resume la evolución comparada de la ratio de morosidad y las variables que, en el apartado siguiente, se incluyen en el modelo empírico a estimar.

<sup>34</sup>. Para un análisis más detallado de las principales tendencias que presentó el mercado bancario durante la década de los noventa, véase, por ejemplo, Arim y Vallcorba (1999).

**Gráfico 6. Tipos de interés: promedio de operaciones activas de la banca privada y Libor 6 meses**



**Gráfico 7. Morosidad, tipos de interés y variación de salarios en dólares**



## 4 Modelo econométrico: cointegración y mecanismo de corrección de error

### 4.1 Orden de integración de las series: contraste de raíces unitarias

En este apartado se analiza la presencia de raíces unitarias en las series originales consideradas (cuya descripción se presenta en el cuadro A.1 del Anejo)<sup>35</sup>. El procedimiento que se sigue con todas las variables es el siguiente: se considera el gráfico de la serie y el correlograma, en niveles y primeras diferencias, siguiendo la metodología Box-Jenkins, y luego se realizan los tests de raíces unitarias [Dickey-Fuller aumentado (1979 y 1981), ADF, y Phillips-Perron (1988), PP].

El análisis de los gráficos de las series y de los correlogramas aporta evidencia a favor de considerar que las variables no resultan estacionarias, pudiendo ser integradas de orden 1 o superior<sup>36</sup>.

**Cuadro 1. Tests de raíces unitarias (ADF y PP)**

VARIABLE	ADF - Niveles		PP - Niveles		ADF - 1ª Dif.		PP - 1ª Dif.	
	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*	t-Statistic	Prob.*
cred_me_bpr	-1.1706	0.9082	-1.0648	0.9271	-5.9501	0.0000	-5.9636	0.0000
cred_me_bpr_d12m	-1.2887	0.6294	-1.8175	0.3689	-5.3092	0.0000	-3.7236	0.0003
mor_me_bpr	-1.6533	0.4501	-1.5910	0.4817	-5.4245	0.0000	-5.4563	0.0000
gar_me	-1.1596	0.6872	-1.2148	0.6636	-6.7277	0.0000	-6.6569	0.0000
tipo_me	-1.0458	0.7325	-0.8259	0.8055	-6.1523	0.0000	-6.1725	0.0000
imsd_d12m	-2.2126	0.2040	-2.1495	0.2265	-3.2514	0.0015	-5.4281	0.0000
pib_d12m	-2.4592	0.1303	-2.8798	0.0531	-5.5263	0.0000	-8.6334	0.0000
paro	-1.9051	0.3283	-1.7826	0.3862	-10.1281	0.0000	-10.2098	0.0000
ocup	-3.2767	0.0785	-3.2703	0.0796	-10.0480	0.0001	-10.8750	0.0001
depr_real_12m	-2.2793	0.1817	-2.3725	0.1532	-3.6327	0.0005	-6.2490	0.0000

Notas:

- Las regresiones en niveles de las series CRED\_ME\_BPR y OCUP incluyen constante y tendencia; en el resto de los casos sólo se incluye una constante. En las regresiones en primeras diferencias sólo se incluye constante en el caso de las dos series mencionadas.

\* p-valores en base a Mac Kinnon (1996).

<sup>35</sup> Estas son: crédito en moneda extranjera de bancos privados (CRED\_ME\_BPR), morosidad del crédito (MOR\_ME\_BPR), porcentaje de créditos con garantía (GAR\_ME), tipo de interés en dólares (TIPO\_ME), índice medio de salarios en dólares (IMSD), PIB, tasa de paro (PARO), índice de ocupados (OCUP) y tipo de cambio deflactado por IPC (TC\_IPC), cuya variación da lugar a la tasa de depreciación real.

<sup>36</sup> En el gráfico A.1 del Anejo se muestra la evolución de las series originales. Todas presentan marcadas oscilaciones locales de nivel, pudiéndose apreciar claramente el efecto de la crisis de 2002.

Para formalizar y complementar el análisis previo sobre el orden de integración de las variables, se realizan los tests de raíces unitarias. En el cuadro 1 se resumen los resultados obtenidos para las variables que finalmente se incluyen en el modelo.

De los resultados obtenidos se puede concluir que las series originales consideradas no son estacionarias en niveles, siendo todas las variables integradas de orden 1, conclusión coincidente en todos los casos de acuerdo a los dos criterios utilizados (ADF y PP).

#### **4.2 Análisis de causalidad**

Una primera aproximación al análisis conjunto de las variables que, de acuerdo al modelo estimado, presentan una relación de equilibrio de largo plazo<sup>37</sup>, es a través del análisis de la causalidad en el sentido de Granger entre las mismas. Al respecto, debe tenerse en cuenta que si dos variables, X e Y, están cointegradas, o bien Y causa a X, o X causa a Y o ambas se causan en el sentido de Granger. De esta forma, las pruebas de causalidad permitirán evaluar el grado de influencia de una variable sobre las demás, y establecer un ordenamiento entre las mismas.

A su vez, en caso de que las restantes variables fueran débilmente exógenas, ello permitiría dejar de lado la formulación vectorial del modelo con corrección de error (VECM) y considerar exclusivamente un modelo uniecuacional para la morosidad (ECM).

A priori podría pensarse que es posible que la morosidad bancaria no afecte a la evolución de los salarios en dólares, los que vendrían determinados, básicamente, por un conjunto de variables macroeconómicas locales y regionales, así como por factores vinculados con el mercado de trabajo. En el caso de los tipos de interés, si bien la influencia de la morosidad podría, en principio, ser algo mayor que sobre los salarios, es posible considerar que los principales determinantes de los tipos de interés en dólares en Uruguay serían, como se comentó antes, las tasas de interés internacionales.

Los resultados obtenidos con los tests de causalidad de Granger y de exogeneidad de Wald (*VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*) confirman dichas hipótesis, en el sentido de que tanto la variación interanual de los salarios en dólares como los tipos de interés en dólares pueden considerarse como variables débilmente exógenas<sup>38</sup>. En función de ello, en el apartado siguiente se estima un modelo uniecuacional (ECM) para la morosidad de los créditos bancarios en moneda extranjera<sup>39</sup>.

#### **4.3 Formulación y estimación del modelo econométrico**

El objetivo de este apartado es encontrar una relación de equilibrio de largo plazo entre la morosidad y algunas variables macroeconómicas relevantes, así como estimar la dinámica de ajuste de corto plazo ante desequilibrios respecto a dicha relación estructural. Para ello,

---

**37.** Como se analiza en el apartado siguiente, las variables para las que se obtuvo un mecanismo de corrección de error estadísticamente significativo, como evidencia de la presencia de relaciones de cointegración, fueron la morosidad del crédito en moneda extranjera, los tipos de interés en dólares y la variación interanual de los salarios en dólares. Estos resultados también fueron ratificados de acuerdo al método bi-etápico de Engle y Granger (1987) para evaluar la existencia de relaciones de cointegración.

**38.** Al respecto, véase el cuadro A.2 del Anejo.

**39.** Alternativamente, como se comenta en el apartado siguiente, se formuló y estimó un modelo vectorial (VECM) para las tres variables consideradas. En este caso, el único parámetro representativo de la velocidad de ajuste ante desviaciones de la relación de equilibrio largo plazo que resultó estadísticamente significativo fue el correspondiente a la ecuación de la morosidad. Los correspondientes a las ecuaciones de las restantes variables –variación de los salarios en dólares y tipos de interés en dólares– no resultaron significativamente distintos de cero, lo que constituye una evidencia adicional en el sentido de que dichas variables pueden ser consideradas débilmente exógenas, y de que es viable formular un modelo uniecuacional con corrección de error (ECM) para la morosidad bancaria.



se utiliza el teorema de representación de Engle y Granger, buscando obtener un mecanismo de corrección de error estadísticamente significativo, como evidencia de la presencia de relaciones de largo plazo, dado que ello equivale a una prueba adicional de cointegración<sup>40</sup>.

De acuerdo con las consideraciones metodológicas efectuadas anteriormente, se estima un modelo uniecuacional ECM para la morosidad bancaria, siguiendo el método de lo general a lo específico. Se parte de un modelo general autorregresivo con retardos distribuidos (ADL)<sup>41</sup>, con variables integradas de orden 1 en diferencias, y en niveles en lo que se refiere al mecanismo de corrección de error<sup>42</sup>.

El modelo general que se utiliza como punto de partida es el siguiente<sup>43</sup>:

$$\begin{aligned}
 d(mor_t) = & \alpha \cdot (mor_{t-1} + \beta_1 \cdot \Delta_4 imsd_{t-1} + \beta_2 \cdot tipo_{t-1} + \beta_3) + \sum_{i=1}^n \delta_{1i} \cdot d(mor_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \delta_{2i} \cdot d(\Delta_4 imsd_{t-i}) + \\
 & + \sum_{i=1}^n \delta_{3i} \cdot d(tipo_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \delta_{4i} \cdot d(\Delta_4 pib_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \delta_{5i} \cdot d(par_{t-i}) + \sum_{i=1}^n \delta_{6i} \cdot d(gar_{t-i}) + \\
 & + \sum_{i=1}^n \delta_{7i} \cdot d(\Delta_4 cred_{t-i}) + \delta_{80} \cdot d(cred_t) + \delta_{91} \cdot d(D952) + \delta_{92} \cdot d(D034)
 \end{aligned} \tag{1}$$

La primera parte del lado derecho de la ecuación recoge el mecanismo de corrección de error ante desviaciones de la relación de equilibrio de largo plazo existente entre las variables: el parámetro  $\alpha$  representa la velocidad de ajuste ante los desequilibrios, en tanto que el vector de cointegración normalizado viene dado por  $(1, \beta_1, \beta_2)$ . Por su parte, el resto del lado derecho de la ecuación, en el que todas las variables se incluyen en diferencias, refleja la dinámica de corto plazo del modelo.

El modelo final que se obtiene es el siguiente<sup>44</sup>:

$$\begin{aligned}
 d(mor_t) = & \alpha \cdot (mor_{t-1} + \beta_1 \cdot \Delta_4 imsd_{t-1} + \beta_2 \cdot tipo_{t-1} + \beta_3) + \delta_{11} \cdot d(mor_{t-1}) + \delta_{21} \cdot d(\Delta_4 imsd_{t-1}) + \\
 & + \delta_{31} \cdot d(tipo_{t-1}) + \delta_{33} \cdot d(tipo_{t-3}) + \delta_{44} \cdot d(\Delta_4 pib_{t-4}) + \delta_{61} \cdot d(gar_{t-1}) + \\
 & + \delta_{72} \cdot d(\Delta_4 cred_{t-2}) + \delta_{80} \cdot d(cred_t) + \delta_{91} \cdot d(D952)
 \end{aligned} \tag{2}$$

**40.** Téngase en cuenta que los tests de cointegración poseen baja potencia en muestras pequeñas. Además, los resultados son muy sensibles a los elementos exógenos (constante y/o tendencia) y al número de desfases. A su vez, cuando las series económicas presentan elevada inestabilidad o fluctuaciones significativas, ello suele dificultar la identificación de relaciones de equilibrio de largo plazo estables a través de los tests de Johansen (1988) o de Engle y Granger (1987). Al respecto, véanse, por ejemplo, Banerjee et al. (1993) y Banerjee y Hendry (1992).

**41.** La única variable que no se incluye desfasada es la variación trimestral del crédito, ya que su inclusión tiene como objetivo evaluar la significación del efecto contable que los cambios en el nivel del crédito tienen en forma contemporánea sobre la ratio de morosidad, por ajustes en el denominador de la misma.

**42.** Respecto a la variable a explicar, la ratio de morosidad (RMOR\_ME\_BPR), se procede a realizar una transformación que posibilite que dicha variable no esté acotada entre 0 y 1, sino que pueda asumir valores en el intervalo  $(-\infty, +\infty)$ . De esta forma, la variable que se incluye en el modelo a estimar es la ratio de morosidad transformada (MOR\_ME\_BPR).

La transformación aplicada fue la siguiente:  $mor\_me\_bpr = \ln\left(\frac{rmor\_me\_bpr}{1-rmor\_me\_bpr}\right)$

**43.** Para facilitar la lectura del modelo, se simplifica la notación de las variables definidas en el apartado 2.4. Adicionalmente, se consideran dos variables ficticias, una para recoger el efecto del cambio regulatorio del segundo trimestre de 1995 (D952), y otra para reflejar el impacto del ingreso del Nuevo Banco Comercial en las series de crédito –y morosidad– en el último trimestre de 2003 (D034). Ambas variables son de tipo escalón, que toma valor 0 hasta ese período y 1 desde ese trimestre en adelante.

**44.** Se probaron leves modificaciones en la formulación del modelo general, incluyendo el índice de ocupados en lugar de la tasa de paro y la tasa de depreciación real en sustitución de la variación de los salarios en dólares, obteniéndose resultados similares. Se optó por la formulación general de la ecuación (1) dado que el modelo final que se obtiene a partir de la misma –dado por la ecuación (2)– presenta un mejor ajuste.

Respecto a la dinámica de corto plazo de la morosidad, implícita en la ecuación (2), se destaca la presencia de la variable endógena desfasada un período, lo cual es consistente con la elevada persistencia que presenta la morosidad, derivada de la dinámica de los *stocks* de créditos vencidos y totales que definen la ratio.

En el ajuste a corto plazo también intervienen las variables cointegradas, con un desfase de un período y, en el caso de los tipos de interés, también con tres desfases. Asimismo, interviene la variación interanual del PIB, retrasada en cuatro períodos, el porcentaje de créditos garantizados, con un retardo, la variación interanual del crédito, con dos desfases, y la variación trimestral contemporánea del crédito. Además se incluye la variable ficticia correspondiente al cambio regulatorio de 1995.

El modelo final no incluyó la tasa de paro ni la *dummy* correspondiente al ingreso del Nuevo Banco Comercial en 2003, en la medida que ambas variables no resultaron significativas estadísticamente.

De acuerdo a la formulación especificada por la ecuación (2), la relación de largo plazo viene dada por:

$$mor = -\beta_1 \cdot \Delta_4 imsd_{t-1} - \beta_2 \cdot tipo_{t-1} - \beta_3 \quad (3)$$

Respecto al valor de los parámetros que intervienen en la relación de largo plazo, cabe señalar que, de acuerdo a lo discutido en el apartado 2.2 en relación con los determinantes de la morosidad, cabría esperar que  $\beta_1$  fuera positivo –indicando que ante un aumento de los salarios en dólares la morosidad tendería a disminuir en el largo plazo–, mientras que  $\beta_2$  debería ser negativo –reflejando que, ante un aumento en los tipos de interés, la morosidad tendería a incrementarse–.

Por otra parte, se esperaría que la velocidad de ajuste ( $\alpha$ ) fuese negativa y menor que la unidad, dado que si la morosidad se encontrara por encima de su nivel de equilibrio –dado el valor de las restantes variables–, y por lo tanto el valor de la expresión entre paréntesis en la ecuación (2) fuese positivo, la morosidad debería ajustarse a la baja, para corregir, en parte, la diferencia con el equilibrio a largo plazo. De lo contrario, una vez separada del largo plazo, el modelo llevaría a la ratio de morosidad a una senda explosiva.

La relación de largo plazo estimada a partir del modelo ECM formulado de acuerdo a la ecuación (2) es la siguiente:

$$mor = -0.0209 * \Delta_4 imsd + 0.1488 * tipo - 4.0488 \quad (4)$$

en la cual los signos de los parámetros son los esperados. Es decir, a largo plazo, un mayor nivel de salarios en dólares y un menor nivel de los tipos de interés se traducen, como era previsible, en menores ratios de morosidad<sup>45</sup>.

---

**45.** Cabe destacar que la estimación del modelo en su formulación vectorial (VECM) conduce a una relación de largo plazo muy parecida a la que surge del modelo uniecuacional (ECM), lo que constituye una prueba de robustez del modelo estimado. En efecto, la relación de equilibrio que se deriva del VECM es la siguiente:

$$mor = -0.0198 * \Delta_4 imsd + 0.1768 * tipo - 4.3665$$

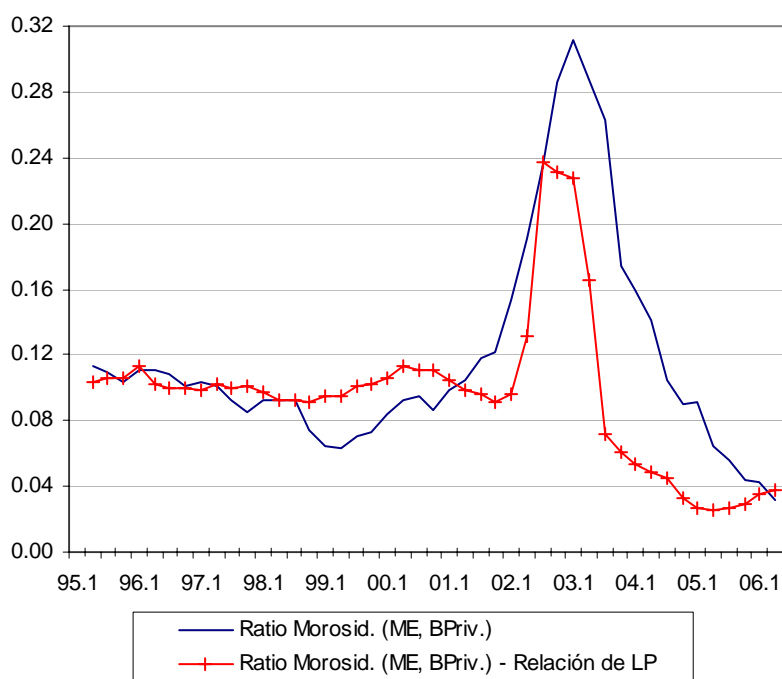
De la misma forma, la estimación del modelo VECM restringido, imponiendo que la velocidad de ajuste ( $\alpha$ ) en la ecuación de los salarios y los tipos de interés (que no resultaba significativa) es cero –restricción que no se rechaza de acuerdo a los tests correspondientes–, también conduce a valores similares de los parámetros:

$$mor = -0.0212 * \Delta_4 imsd + 0.1833 * tipo - 4.4343$$

El mecanismo de corrección de error estimado implica una velocidad de ajuste ante los desequilibrios en la relación de largo plazo relativamente elevada, de 20,8%, y el signo también es el esperado. En cuanto a la magnitud del parámetro, debe tenerse presente que la evidencia disponible no es clara al respecto. La velocidad de ajuste estimada en otros trabajos varía desde valores muy pequeños [como en Figueira, Glen y Nellis (2005), que estiman un  $\alpha$  de -0.0169] hasta otros más elevados que el obtenido en este trabajo [como en Whitley, Windram y Cox (2004), que estiman un  $\alpha$  de -0.29].

En el gráfico 8 se presenta la senda de equilibrio de largo plazo de la ratio de morosidad que surge de acuerdo a la estimación realizada de la relación de largo plazo existente entre las variables, tal como se presenta en la ecuación (4), así como la trayectoria observada de la morosidad bancaria<sup>46</sup>.

**Gráfico 8. Ratio de morosidad: equilibrio de largo plazo y valor observado**



Como se puede apreciar, la relación de largo plazo estimada recoge razonablemente bien la dinámica de la morosidad. En particular, durante la profunda crisis que caracterizó a la economía y el sistema bancario uruguayo durante 2002 –y su impacto en los años posteriores–, la relación de largo plazo estimada describe en líneas generales de forma correcta los cambios de tendencia observados en la morosidad, aunque en este período el desequilibrio observado es, razonablemente, mayor.

A partir de la relación de equilibrio dada por la ecuación (4), es posible aproximarse a las elasticidades a largo plazo, atendiendo al impacto que variaciones en los salarios y los tipos de interés en dólares tendrían sobre la ratio de morosidad.

<sup>46</sup>. A efectos de facilitar la interpretación de los datos, los gráficos que se incluyen en el trabajo presentan, a menos que se indique lo contrario, la ratio de morosidad original, y no la transformada, que es la utilizada en las estimaciones.

Así, partiendo de los valores observados en el segundo trimestre de 2006, una reducción de 10 pp en la variación de los salarios en dólares, pasando de 15,3% a 5,3%, tendría un impacto negativo a largo plazo en la ratio de morosidad de 85 puntos básicos (pb), pasando de 3,8% a 4,7%. Un aumento de un punto porcentual en los tipos de interés, pasando de 7,7% a 8,7%, provocaría un incremento a largo plazo en la ratio de morosidad de 59 pb, llevándola a 4,4%.

El modelo final ECM estimado, respecto del cual se destaca la elevada significatividad estadística de todos los parámetros estimados, así como el buen comportamiento de los residuos<sup>47</sup>, es el siguiente<sup>48</sup>:

$$d(mor_t) = -0.2079 \cdot (mor_{t-1} + 0.0209 \cdot \Delta_4 imsd_{t-1} - 0.1488 \cdot tipo_{t-1} + 4.0488) + 0.1838 \cdot d(mor_{t-1}) - \\ - 0.0057 \cdot d(\Delta_4 imsd_{t-1}) - 0.0812 \cdot d(tipo_{t-1}) - 0.0709 \cdot d(tipo_{t-3}) - 0.0065 \cdot d(\Delta_4 pib_{t-4}) - \\ - 0.0144 \cdot d(gar_{t-1}) + 0.0085 \cdot d(\Delta_4 cred_{t-2}) - 0.0201 \cdot d(cred_t) + 1.3298 \cdot d(D952)$$

En relación con las variables que ingresan en la dinámica de corto plazo del modelo, la variación del PIB presenta un signo negativo, lo cual es consistente con lo esperado a priori, en el sentido que un mayor crecimiento económico conduce a menores niveles de morosidad.

Respecto a la dinámica del crédito, los dos efectos señalados en el apartado 2.2 resultaron significativos. En primer lugar, el crecimiento interanual del crédito, desfasado dos trimestres, contribuye a explicar mayores niveles de morosidad, lo que se encuentra en línea con la hipótesis de que los problemas de morosidad se originan en las fases expansivas del ciclo económico. En segundo lugar, la variación contemporánea del crédito contribuye a explicar los movimientos de la morosidad, con signo contrario, por el efecto contable de la modificación del denominador de la ratio.

En lo referente a las garantías, la estimación del modelo sugiere una relación negativa entre morosidad y porcentaje del crédito garantizado, lo que aportaría evidencia sobre que, en Uruguay y en el período analizado, primó la visión tradicional analizada en el apartado 2.2, que postula una relación negativa entre ambas variables.

Como era de esperar, el coeficiente de la *dummy* asociada al cambio regulatorio de 1995 es positivo, explicando el aumento que dicha modificación provocó en la morosidad.

Finalmente, cabe destacar el elevado valor del parámetro que la variable endógena asume en la dinámica de corto plazo, lo cual es consistente con la elevada persistencia que, como se comentó, presenta la ratio de morosidad.

Se realizaron estimaciones a partir de modelos generales alternativos al representado por la ecuación (1), incluyendo la variación del PIB dentro de la relación de largo plazo, conjuntamente con los salarios en dólares y los tipos de interés y excluyendo

<sup>47</sup>. El buen comportamiento de los residuos se verificó tanto en el modelo ECM como en la versión vectorial (VECM). En el caso del modelo ECM, los residuos superaron satisfactoriamente el conjunto de pruebas realizadas, así como el análisis del correlograma. En cuanto al VECM, se aplicó el *VEC Residual Serial Correlation LM Tests*, verificándose también en este caso que los residuos eran ruido blanco.

<sup>48</sup>. El detalle de la estimación se presenta en el cuadro A.3 del Anejo.

alternativamente una de dichas variables. Dichas formulaciones, si bien conducían a modelos finales satisfactorios, presentaban un ajuste inferior al obtenido con el modelo de la ecuación (2), por lo que se optó por no incluir dicha variable en la relación de equilibrio<sup>49</sup>.

Al respecto, debe tenerse en cuenta que, como se comentó en los apartados 2.1 y 2.2, la ausencia del PIB en el modelo estimado no implica que el mismo no capte el impacto del ciclo económico sobre la morosidad, dado que dicho efecto se recoge a través de la variación de los salarios en dólares. De esta forma, esta variable estaría actuando como *proxy* del ciclo económico, además de recoger el impacto del tipo de cambio real sobre la morosidad bancaria.

Cabe destacar que este resultado es consistente con los obtenidos en otros trabajos aplicados a países con sistemas bancarios dolarizados en base a otras metodologías de estimación [Azabache (2006), Jiménez (2006) y Cruz, Durán y Muñoz (2001)]. En todos estos casos, el impacto sobre la morosidad de la variación del PIB tendió a resultar menos significativo que el de la depreciación real de la moneda local. Ello enfatiza la relevancia del riesgo de crédito derivado del descalce de moneda de los deudores –riesgo cambiario crediticio– en el caso de economías con elevados niveles de dolarización de los créditos.

#### **4.4 Análisis de resultados**

El ajuste del modelo uniecuacional con corrección de error (ECM) estimado es muy satisfactorio: el coeficiente de determinación ajustado es elevado ( $R^2 = 0.88$  y  $\bar{R}^2 = 0.85$ ), el estadístico Durbin Watson (1.96) indica la inexistencia de correlación de los residuos y, como se señaló antes, los residuos no muestran ninguna estructura, siendo una serie ruido blanco.

El gráfico 9 presenta la proyección estática (izquierda) y dinámica (derecha) de la morosidad y el valor efectivamente observado de la ratio, así como el error de pronóstico derivado del modelo en cada caso<sup>50</sup>. Como puede apreciarse, la capacidad de proyección del modelo dentro de la muestra –tanto estática como dinámica– es muy buena, en particular teniendo en cuenta las fuertes fluctuaciones que presentó la morosidad –así como las restantes variables consideradas– durante el período analizado.

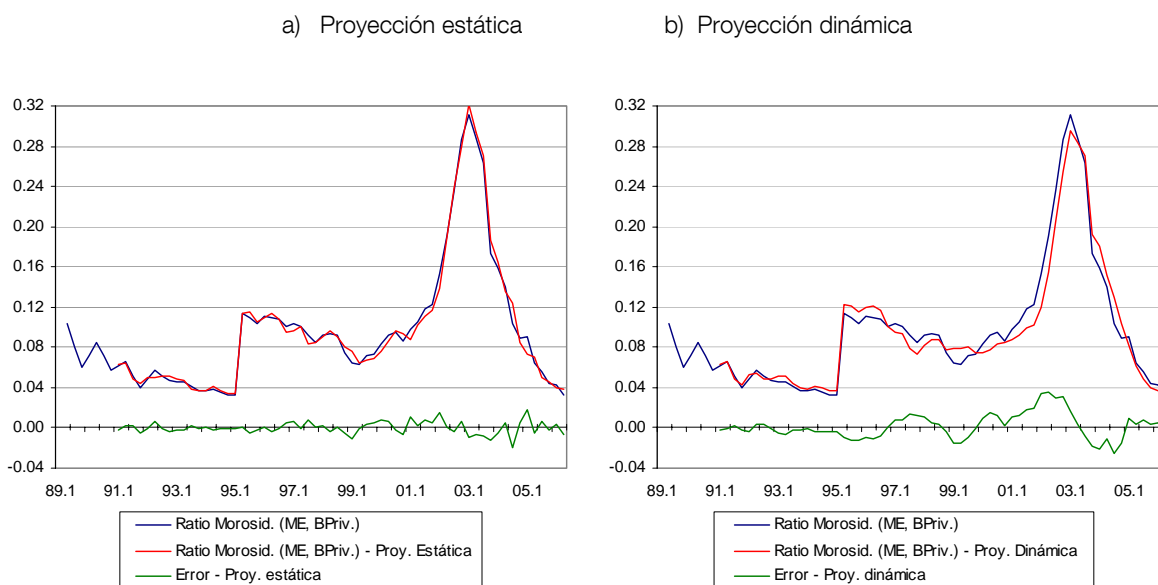
Como es lógico, la proyección dinámica presenta un mayor error de pronóstico. Sin embargo, el resultado obtenido pone en evidencia que el ajuste del modelo (2) es extraordinariamente bueno, en especial en el período 2002 – 2004. Téngase en cuenta que dicha proyección logra capturar de forma muy ajustada los cambios de tendencia en la ratio de morosidad para todo el período examinado, incluyendo los derivados de la crisis de 2002.

---

49. En total se evaluaron un conjunto de nueve modelos finales alternativos al representado por la ecuación (2).

50. El ajuste estático representa la proyección de la serie de morosidad a un período, considerando los verdaderos valores observados de la ratio de morosidad como *inputs* para estimar el siguiente. La diferencia entre la proyección estática y los valores observados son los residuos del modelo. La proyección dinámica, en cambio, estima los valores de la serie utilizando los propios valores estimados de la ratio (y no los observados) como *inputs* para la estimación del siguiente período.

### Gráfico 9. Ratio de morosidad: proyección estática y dinámica del modelo



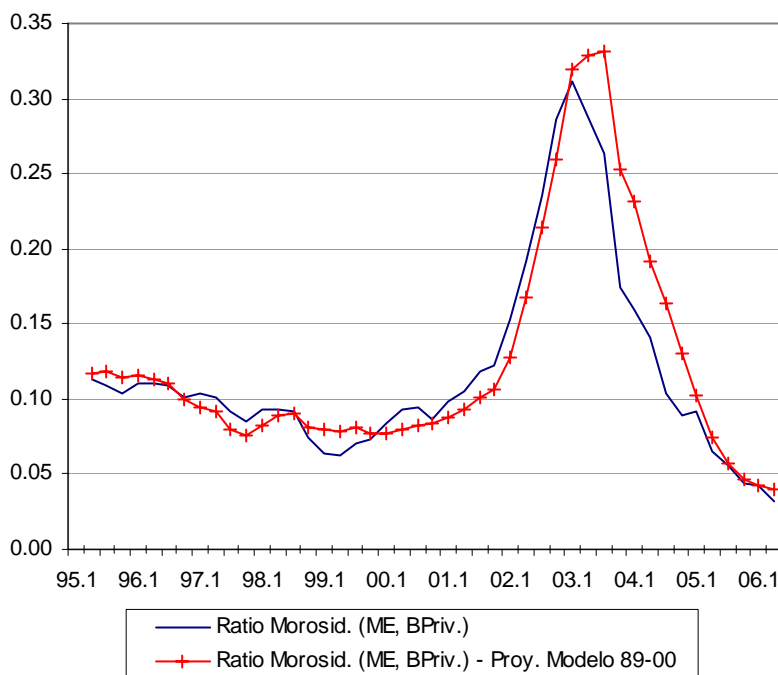
Dados los objetivos del presente trabajo –en el sentido de aportar elementos para la actuación del organismo encargado del control del sistema bancario–, resulta de fundamental importancia que el ajuste dinámico del modelo logre captar de forma adecuada los cambios de tendencia en la ratio de morosidad.

Como otra muestra de la potencia de pronóstico que presenta el modelo estimado, se realiza un ejercicio que evalúa la capacidad que el mismo hubiera tenido de anticipar la evolución de la morosidad durante la crisis 2002 y los años posteriores. Para ello, se realiza la reestimación del modelo con los datos correspondientes al período 1989-2000, dejando fuera de la muestra los años en los que la morosidad comenzó a mostrar una tendencia creciente, la que luego se exacerbaría durante los años 2002 y 2003.

Con el modelo reestimado considerando los datos de 1989-2000, se realiza la proyección dinámica de la ratio de morosidad, la cual se presenta en el gráfico 10. Como puede observarse, el modelo (2) logra anticipar en forma bastante ajustada la tendencia que presentó la morosidad durante el período de la crisis, así como su posterior reducción. Para 2006 proyecta niveles de morosidad muy cercanos a los observados, con una desviación respecto a los mismos de 0,8 pp<sup>51</sup>. De esta forma, se concluye que el modelo presenta un ajuste fuera de la muestra (años 2001-2006) muy satisfactorio.

**51.** Los mayores errores de pronóstico se registran entre el segundo trimestre de 2003 –momento en que la ratio de morosidad presenta un pronunciado cambio de tendencia– y el último de 2004. El desvío máximo observado fue de 7,8 pp en el último trimestre de 2003, trimestre en el que se produjo el ingreso del Nuevo Banco Comercial en las series de crédito, fenómeno que determinó una reducción de la morosidad de 3,3 pp. En dicho trimestre, la ratio de morosidad observada se redujo de 26,3% a 17,4%, en tanto que la proyectada pasó de 33,1% a 25,2%. Si se excluye el efecto contable derivado del ingreso de la nueva institución, la ratio se habría ubicado en el último trimestre de 2003 en 20,7%. En los últimos seis trimestres proyectados, correspondientes a 2005 y 2006, el mayor desvío registrado entre el valor observado y el proyectado fue de 1,1 pp.

**Gráfico 10. Ratio de morosidad: proyección dinámica (2001 – 2006) del modelo reestimado (1989 – 2000)**



De esta forma, si se hubiera proyectado a comienzos de 2001 un escenario macroeconómico para los siguientes años similar al efectivamente observado, se hubieran podido anticipar los problemas de morosidad que enfrentaría el sistema y, a partir de ello, intentar actuar de forma anticipada<sup>52</sup>.

#### **4.5 Simulaciones con el modelo estimado**

Una vez evaluado el satisfactorio ajuste que presenta el modelo estimado, el objetivo de este apartado es presentar la evolución futura de la ratio de morosidad bancaria proyectada por el modelo, ante diversos escenarios macroeconómicos, para el período 2006-2009.

Al respecto, se consideran cuatro escenarios con el propósito de realizar un ejercicio de *stress-testing*, para analizar el impacto que tendría sobre la morosidad una evolución adversa del entorno en el que se desenvuelven los bancos. De esta forma, es posible evaluar la fortaleza y capacidad de resistencia que el sistema bancario uruguayo presenta en la actualidad. Se trata, pues, de escenarios negativos –a excepción del que se considera como escenario base–, dado que, desde el punto de vista de la estabilidad financiera, esa es la principal preocupación.

El escenario base (B) tiene en consideración para los años 2006 y 2007 la variación del PIB, la inflación y la devaluación que surge de la última encuesta de expectativas económicas y de inflación que realiza el BCU, correspondiente al mes de septiembre

<sup>52</sup>. En 1999 se implementaron algunas medidas, como las provisiones estadísticas, tendientes a anticipar los problemas que la acelerada expansión crediticia observada en los años previos podía generar. No obstante, una estimación del problema como la derivada del presente modelo, calibrando en forma más precisa los riesgos asumidos por los bancos, podría haber servido de insumo para profundizar las acciones adoptadas en materia de provisiones y requerimientos de capital.

de 2006, utilizando el promedio de las proyecciones incluidas en la encuesta. Para los años siguientes y las restantes variables, se tiene en cuenta un escenario relativamente favorable.

De esta forma, se proyecta una leve desaceleración del ritmo de crecimiento del PIB, partiendo de los elevados niveles actuales, hasta llegar a 3% en 2009. La variación de los salarios en dólares también se reduciría, partiendo de niveles elevados, y se situaría en los últimos años proyectados en 2,8% anual. Los tipos de interés seguirían una leve tendencia creciente, ubicándose al final del período en 11%<sup>53</sup>. La variación del crédito se aceleraría hasta mediados de 2007, y luego comenzaría a desacelerarse, pero ubicándose igualmente en niveles elevados (6% anual en 2009, medida en dólares). Finalmente, el porcentaje de créditos garantizados se mantendría constante en los niveles actuales.

Sobre este escenario base se construye uno negativo (N), en el que todas las variables –con excepción del porcentaje de créditos garantizados– presentan una evolución más desfavorable. Así, el crecimiento económico se desaceleraría marcadamente y se estancaría sobre finales del período, la variación de los salarios en dólares se haría negativa, en particular en 2007 y 2008, los tipos de interés presentarían una tendencia claramente ascendente, y la variación del crédito se desaceleraría notoriamente.

El tercer escenario considerado también se construye sobre el escenario base, pero supone la ocurrencia de un *shock* negativo (S) en el año 2007. Dicho *shock* se traduciría, básicamente, en una depreciación de importancia de la moneda local (30% en el segundo trimestre de 2007), que provocaría una significativa reducción de los salarios en dólares en dicho año, así como una caída en el nivel de actividad, un leve incremento de los tipos de interés y una contracción del crédito.

Finalmente se construye un escenario de crisis (C), que reproduce el escenario que caracterizó a la economía uruguaya durante la crisis de 2002. De esta forma, se supone una trayectoria para los años 2007-2009 del conjunto de las variables consideradas análoga a la que tuvieron entre 2001 y 2003.

En el cuadro 2 se resumen los supuestos formulados para cada variable en cada uno de los escenarios considerados. En el gráfico A.2 del Anejo, por su parte, se presenta la trayectoria supuesta para las principales variables, en cada uno de los escenarios considerados.

---

**53.** Desde una perspectiva internacional estos niveles de tipos de interés pueden parecer elevados. No obstante, dicho porcentaje se ubica por debajo del promedio registrado en el período considerado en esta investigación (1989-2006), que fue de 11,6%.



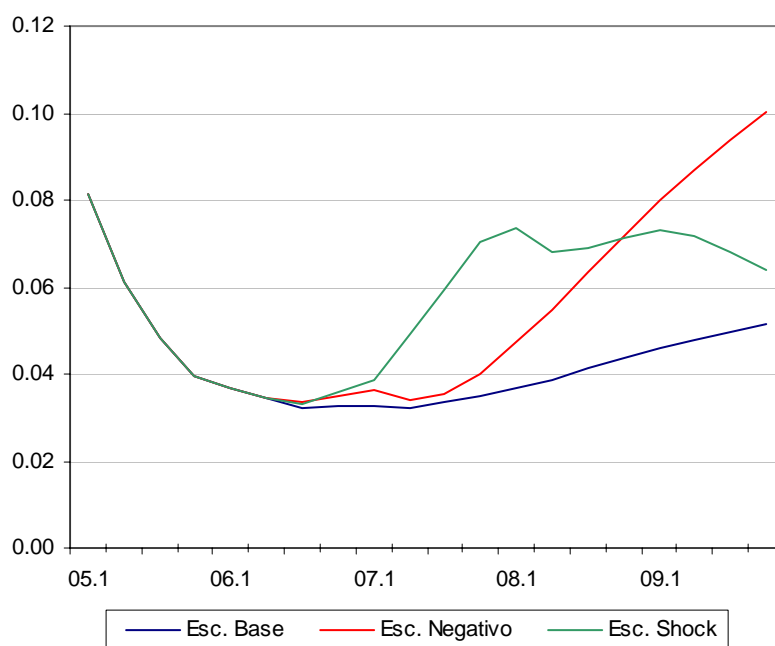
**Cuadro 2. Resumen de supuestos según escenarios**

A fin de:	Tipo de interés en dólares				Variación interanual PIB				Variación interanual salarios en dólares				% Créditos garant.		Variación interanual crédito mon. extranj.			
	Base (B)	Neg. (N)	Shock (S)	Crisis (C)	Base (B)	Neg. (N)	Shock (S)	Crisis (C)	Base (B)	Neg. (N)	Shock (S)	Crisis (C)	Base (B)	Crisis (C)	Base (B)	Neg. (N)	Shock (S)	Crisis (C)
2005	7.2				6.0				24.6				60.3		4.5			
2006	8.5	9.5	8.5	8.5	7.1	6.4	6.0	6.8	7.9	7.3	8.3	7.3	60.1	63.1	14.0	8.5	8.5	9.0
2007	9.5	12.5	10.8	9.5	4.6	2.8	-2.5	-4.3	3.8	-5.8	-20.5	-7.9	60.1	60.5	12.0	3.8	-14.0	-1.4
2008	10.3	14.5	10.3	11.7	3.5	1.5	3.0	-14.0	2.8	-7.8	4.9	-47.7	60.1	49.5	8.0	1.7	-4.0	-33.6
2009	11.0	15.0	11.0	9.1	3.0	0.8	6.0	15.1	2.8	-0.8	3.6	0.5	60.1	50.2	6.0	1.1	6.0	-21.4

Las proyecciones de la ratio de morosidad correspondientes al escenario base, al negativo y al del *shock*, de acuerdo al modelo estimado, se presentan en el gráfico 11. Como se puede apreciar en el gráfico, en los tres escenarios se registra una tendencia ascendente de la ratio de morosidad, lo cual es razonable teniendo en cuenta los bajos niveles históricos en los que se encuentra actualmente dicha ratio y las proyecciones previstas en las variables explicativas, en particular en los tipos de interés. No obstante, en todos los casos, incluido el escenario negativo, la morosidad se situaría en todo el período proyectado por debajo de 10%, nivel similar al promedio de los años 1995 – 2001, previos a la crisis de 2002, durante la fase creciente del anterior ciclo económico (9,5%).

De lo anterior se desprende que, aún en escenarios negativos, con aumentos significativos de los tipos de interés, caídas relevantes de los salarios en dólares y estancamiento de la economía, no se produce un aumento sustancial de la morosidad, en particular teniendo en cuenta los niveles históricos presentados por esta variable. Ello constituiría una señal de que, en la actualidad, el sistema bancario uruguayo presenta una mayor fortaleza respecto a lo observado en el pasado.

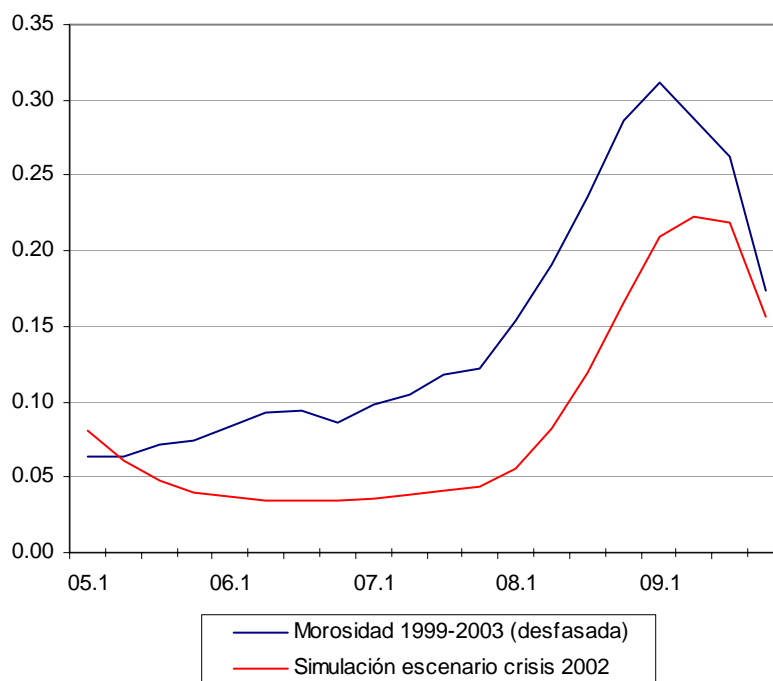
**Gráfico 11. Ratio de morosidad simulado (escenarios base, negativo y *shock*)**



La proyección correspondiente al escenario de crisis se presenta en el gráfico 12, junto con la evolución que presentó la morosidad entre 1999 y 2003, desfasada en el tiempo. De la comparación de ambas trayectorias de la ratio de morosidad surge con claridad la elevada capacidad que presenta el modelo para captar la dinámica de esta variable, reproduciendo en forma muy ajustada la tendencia observada.

La diferencia de nivel observada responde, básicamente, a la distinta trayectoria previa de la propia ratio de morosidad –teniendo en cuenta la persistencia de la serie–, así como de las restantes variables explicativas. Ello constituiría una prueba adicional de la mayor solidez que actualmente presenta el sistema bancario, respecto a la situación en que se encontraba previo a la última crisis. En efecto, mientras que durante 2003 la ratio de morosidad alcanzó un máximo de 31%, la simulación de un escenario de similares características reporta, con el modelo estimado, una morosidad máxima proyectada de 22%.

**Gráfico 12. Ratio de morosidad simulado (escenario crisis 2002)**



## 5 Conclusiones

En este trabajo se estudian por primera vez los determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria en una economía altamente dolarizada como la uruguaya, en el período 1989-2006, y se evalúa la existencia 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, se estima la relación de largo plazo existente entre dichas variables, así como el mecanismo de ajuste a corto plazo de la ratio de morosidad, utilizando un modelo uniecuacional con corrección de error (ECM).

Los resultados que se obtienen muestran la existencia de una relación de equilibrio a largo plazo entre la morosidad y la variación de los salarios en dólares y los tipos de interés en dicha moneda. Se concluye 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 ratios 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. Esta conclusión está en línea con una las especificidades más destacadas del sistema bancario uruguayo, su elevada dolarización, y enfatiza la relevancia del riesgo cambiario crediticio –riesgo de crédito derivado del descalce de moneda de los deudores– en el caso de economías con elevados niveles de dolarización de los créditos.

Cabe destacar que la ausencia del PIB en la relación de largo plazo estimada no implica que el modelo no capte el impacto del ciclo económico sobre la morosidad, dado que dicho efecto se recoge a través de la variación de los salarios en dólares, variable que se encuentra correlacionada con el ciclo. Esta variable recoge, además, el impacto que las variaciones en el tipo de cambio real tienen sobre la morosidad bancaria, aspecto particularmente relevante en sistemas bancarios dolarizados.

De esta forma, el modelo empírico estimado resulta consistente con la teoría, logrando una satisfactoria explicación de los determinantes de la morosidad, y representa una adecuada aproximación al proceso generador de los datos, presentando un grado de ajuste y una capacidad predictiva muy elevada, tanto dentro como fuera de la muestra.

También es destacable que el modelo recoge de forma muy ajustada la dinámica de la ratio de morosidad, en particular durante la profunda crisis que caracterizó a la economía y al sistema bancario uruguayo durante 2002 –y su impacto en los años siguientes–, describiendo de forma muy precisa los cambios de tendencia observados en dicha ratio.

A partir de la relación de equilibrio estimada, se calculan las elasticidades a largo plazo, atendiendo al efecto que variaciones en los salarios y los tipos de interés en dólares tendrían sobre la morosidad. A su vez, también se realizan ejercicios de simulación, que evalúan la respuesta que tendría la calidad de la cartera crediticia ante eventuales escenarios macroeconómicos adversos (*stress testing*). De esta forma, es posible evaluar, a partir del

modelo estimado, la solidez y fortaleza del sistema bancario uruguayo ante un empeoramiento del entorno económico en el que actúan los bancos.

Los resultados obtenidos con las simulaciones muestran que, aún en escenarios negativos, con aumentos significativos de los tipos de interés, caídas importantes de los salarios en dólares y estancamiento de la economía, no se produce un aumento sustancial de la morosidad. Lo mismo sucede cuando se somete a la economía a un *shock* externo negativo, con caída del producto y una muy elevada contracción de los salarios en dólares. Por otra parte, en un escenario que reproduce la evolución de la economía uruguayo durante la crisis de 2002, la ratio de morosidad estimada alcanza un máximo significativamente menor al observado durante la crisis.

Todos estos elementos constituirían una señal de que, en la actualidad, el sistema bancario uruguayo presenta una mayor solidez y fortaleza respecto a lo observado en el pasado, en particular en el período previo a la última crisis.

Lo anterior destaca la relevancia del modelo estimado como herramienta para la realización de ejercicios de estrés en el marco de los programas FSAP de evaluación de sistemas financieros caracterizados por una elevada dolarización. De esta forma, constituye un instrumento que, desde la óptica de los organismos encargados del control del sistema bancario, contribuye a la mejora en el funcionamiento y regulación del sistema financiero, así como a la prevención de la inestabilidad financiera.

## BIBLIOGRAFÍA

- ALLEN, M., C. ROSENBERG, C. KELLER, B. SETSER, y N. ROUBINI (2002). *A balance sheet approach to financial crisis*, IMF Working Paper, n.º 02/210.
- ARIM, R., y M. VALLCORBA (1999). *El mercado bancario en el Uruguay de los noventa*, Instituto de Economía, Serie Documentos de Trabajo, DT 2/99, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República.
- AZABACHE, P. (2006). "Efectos no lineales entre el riesgo cambiario crediticio y la depreciación", Banco Central de Reserva del Perú, trabajo presentado en las *XXI Jornadas Anuales de Economía* del Banco Central del Uruguay.
- BANERJEE A., J. DOLADO, J. W. GALBRAITH y D. F. HENDRY (1993). *Co-integration, error-correction, and the econometric Analysis of non-stationary data*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.
- BANERJEE A., y D. F. HENDRY (1992). "Testing integration and cointegration: an overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n.º 3, pp. 225-255.
- BERGARA, M., J. PONCE y L. ZIPITRÍA (2003). "Instituciones, ablandamiento de restricciones presupuestales y bancarota", trabajo presentado en las *XVIII Jornadas Anuales de Economía* del Banco Central del Uruguay.
- BERGER, A. N., y G. F. UDELL (1990). "Collateral, loan quality, and bank risk", *Journal of Monetary Economics*, vol. 25, pp. 21-42.
- (2003). *The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior*, Working Paper, Finance and Economics Discussion Series, n.º 2003-2, Federal Reserve Board.
- BORIO, C., y P. LOWE (2002). *Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus*, BIS Working Paper, n.º 114.
- BROOKES, M., M. DICKS y M. PRADHAN (1994). "An empirical model of mortgage arrears and repossessions", *Economic Modelling*, n.º 11, pp. 134-144.
- BUNN, P., A. CUNNINGHAM y M. DREHMANN (2005). "Stress testing as a tool for assessing systemic risk", *Bank of England, Financial Stability Review*, junio, pp. 116-126.
- CÉSPEDES, L. F., R. CHANG y A. VELASCO (2000). *Balance sheets and exchange rate policy*, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper, n.º 7840.
- CLAIR, R. T. (1992). "Loan growth and loan quality: some preliminary evidence from Texas banks", *Economic Review*, Third Quarter, Federal Reserve Bank of Dallas, pp. 9-22.
- CRUZ, O., R. DURÁN y E. MUÑOZ (2001). *Sensibilidad de la razón de morosidad y liquidez del sistema bancario nacional ante cambios en el entorno: un enfoque utilizando datos de panel*, Documento de Trabajo, DIE/01-2001-DI/R, Departamento de Investigaciones Económicas, Banco Central de Costa Rica.
- DAVIS, E. P. (1995). *Debt, financial fragility, and systemic risk*, Oxford University Press.
- DE BRUN, J., y G. LICANDRO (2006). "To hell and back. Crisis management in a dollarized economy: the case of Uruguay", en A. Armas, A. Ize y E. Levy Yeyati (ed.), *Financial dollarization: the policy agenda*, IMF, Palgrave-Macmillan.
- DE LA PLAZA, L., y S. SIRTAINÉ (2005). *An analysis of the 2002 uruguayan banking crisis*, World Bank Policy Research Working Paper, n.º 3780.
- DE NICOLÓ, G., P. HONOHAN y A. IZE (2003). *Dollarization of the banking system: good or bad?*, IMF Working Paper, n.º 03/146.
- DELGADO, J., y J. SAURINA (2004). "Riesgo de crédito y dotaciones a insolvencias. Un análisis con variables macroeconómicas", *Moneda y Crédito*, n.º 219, pp. 11-41.
- DELL'ARICCIA, G., E. DETRAGIACHE y R. RAJAN (2004). "The real effect of banking crises", *IMF Staff Paper*.
- DEMIRGÜÇ-KUNT, A., y E. DETRAGIACHE (1998). "The determinants of banking crises in developed and developing countries", *IMF Staff Paper*, vol. 45, n.º 1, pp. 81-109.
- DICKEY, D. A., y W. A. FULLER (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, pp. 427-431.
- (1981). "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", *Econometrica*, vol. 49, n.º 4, pp. 1057-1072.
- ENGLE, R. F., y C. W. J. GRANGER (1987). "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", *Econometrica*, vol. 55, n.º 2, pp. 251-276.
- ERGUNGOR, O. E., y J. B. THOMSON (2005). *Systemic banking crises*, Policy Discussion Paper, n.º 90, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- ESCOBAR, F. (2003). "Efectos de las variaciones del tipo de cambio sobre las actividades de intermediación financiera de Bolivia: 1990-2003", Banco Central de Bolivia, trabajo presentado en las *Novenas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional*, Universidad Nacional de La Plata, Argentina.
- FERNÁNDEZ DE LIS, S., J. MARTÍNEZ PAGÉS y J. SAURINA (2000). *Credit growth, problem loans and credit risk provisioning in Spain*, Documentos de Trabajo, n.º 0018, Banco de España.
- FIGUEIRA, C., J. GLEN y J. NELLIS (2005). "A dynamic analysis of mortgage arrears in the UK housing market", *Urban Studies*, vol. 42, n.º 10, pp. 1755-1769.
- FREIXAS, X., J. DE HEVIA y A. INURRIETA (1994). "Determinantes macroeconómicos de la morosidad bancaria: un modelo empírico para el caso español", *Moneda y Crédito*, n.º 199, pp. 125-156.
- GOLDSTEIN, M., y P. TURNER (1996). *Banking crises in emerging countries: origins and policy options*, BIS Economic Paper, n.º 46.
- GONZÁLEZ-HERMOSILLO, B., C. PAZARBASIOGLU y R. BILLINGS (1997). "Determinants of banking system fragility: a case study of Mexico", *IMF Staff Paper*, vol. 44, n.º 3.
- HARDY, D. C., y C. PAZARBASIOGLU (1999). "Determinants and leading indicators of banking crises: further evidence", *IMF Staff Paper*, vol. 46, n.º 3, pp. 247-258.

- HOGGARTH, G., R. REIS y V. SAPORTA (2001). "Costs of banking system instability: some empirical evidence", Working Paper, n.º 144, Bank of England.
- JIMÉNEZ, R. (2006). "Ciclo financiero y acelerador cambiario en una economía con alta dolarización financiera: estimación de la sensibilidad de los indicadores de mora crediticia ante choques sobre el tipo de cambio", Corporación Financiera de Desarrollo (Perú), trabajo presentado en las *XXI Jornadas Anuales de Economía* del Banco Central del Uruguay.
- JIMÉNEZ, G., y J. SAURINA (2004): "Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of credit risk", *Journal of Banking and Finance*, n.º 28, pp. 2191-2212.
- JOHANSEN, S. (1988). "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, n.º 12, pp. 231-254.
- JORDAN, J. S. (1998). "Problem loans at new england banks, 1989 to 1992: evidence of aggressive loan policies", *New England Economic Review*, Enero/Febrero, Federal Reserve Bank of Boston, pp. 23-38.
- KEETON, W. R. (1999). "Does faster loan growth lead to higher loan losses?", *Economic Review*, Second Quarter, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 57-75.
- KORNAI, J., E. MASKIN y G. ROLAND (2003). "Understanding the soft budget constraint", *Journal of Economic Literature*, vol. 41, n.º 4, pp. 1095-1136.
- KWAN, S., y R. A. EISENBEIS (1997). "Bank risk, capitalization, and operating efficiency", *Journal of Financial Services Research*, n.º 12, 2/3, pp. 117-131.
- LICANDRO, G., y J. A. LICANDRO (2001). "Anatomía y patología de la dolarización", trabajo presentado en las *XVII Jornadas Anuales de Economía* del Banco Central del Uruguay.
- MANOVE, M., y A. J. PADILLA (1999). "Banking (conservatively) with optimists", *Rand Journal of Economics*, vol. 30, pp. 324-350.
- PHILLIPS, P. C. B., y P. PERRON (1988). "Testing for unit roots in time series regression", *Biometrika*, vol. 75, n.º 2, pp. 335-346.
- RAJAN, R. G. (1994). "Why bank credit policies fluctuate: a theory and some evidence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, n.º 2, mayo, pp. 399-441.
- SALAS, V., y J. SAURINA (2002). "Credit risk in two institutional regimes: spanish commercial and savings banks", *Journal of Financial Services Research*, n.º 22 (3), pp. 203-224.
- SAURINA, J. (1998). "Determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas", *Investigaciones Económicas*, vol. XXII (3), pp. 393-426.
- SHAFFER, S. (1998). "The winner's curse in banking", *Journal of Financial Intermediation*, vol. 7, n.º 4, pp. 359-392.
- SOLTTILA, H., y V. VIHRIÄLÄ (1994). *Finnish bank's problem assets: result of unfortunate asset structure or too rapid growth?*, Bank of Finland Discussion Paper, n.º 23/94.
- SORGE, M. (2004). *Stress-testing financial systems: an overview of current methodologies*, BIS Working Paper, n.º 165.
- VALLCORBA, M. (2003). *La crisis bancaria uruguaya de 2002*, mimeo.
- WADHWANI, S. B. (1986). "Inflation, bankruptcy, default premia and the stock market", *The Economic Journal*, n.º 96, pp. 120-138.
- WHITLEY, J., R. WINDRAM y P. COX (2004). *An empirical model of household arrears*, Working Paper, n.º 214, Bank of England.

Anejo de cuadros

**Cuadro A.1. Variables: descripción, fuente y estadísticos descriptivos**

Variable	Descripción	Fuente	Estadísticos descriptivos (en %)				
			Nº obs.	Mín.	Media	Máx.	Std. Dev.
Rmor_me_bpr	Ratio de morosidad de los créditos totales al sector no financiero privado residente en moneda extranjera de la banca privada	BCU	69	3,2	9,5	31,1	6,2
Cred_me_bpr_d12m	Variación interanual de los créditos totales al sector no financiero privado residente en moneda extranjera de la banca privada	BCU	65	-38,7	7,8	39,7	17,6
Cred_me_bpr_dtri	Variación trimestral de los créditos totales al sector no financiero privado residente en moneda extranjera de la banca privada	BCU	68	-13,6	1,8	13,1	5,2
Gar_me	Porcentaje de los créditos totales al sector no financiero privado residente en moneda extranjera de la banca privada con garantía	BCU	69	52,3	68,5	90,8	11,0
Pib_d12m	Variación real interanual del PIB (índice de volumen físico trimestral, base 1983=100)	BCU	69	-14,0	2,5	15,1	6,2
Tipo_me	Tipo de interés en dólares promedio cobrado por la banca privada por los créditos concedidos	BCU	69	7,0	11,6	14,4	2,1
Paro	Tasa de paro total del departamento de Montevideo	INE	69	7,6	11,7	19,2	2,8
Ocup	Índice de ocupados - Total del país (base dic.-1985=100)	BCU	69	106,0	114,7	122,9	4,7
Imsd_d12m	Variación interanual en dólares del índice medio de salarios (índice con base dic.-2002=100)	INE	69	-47,7	4,6	31,6	16,5
Dep_real_12m	Tasa de depreciación real interanual (variación interanual del tipo de cambio deflactada por la correspondiente al índice de precios al consumo)	BCU/ INE	69	-20,7	-2,7	61,8	15,6

Nota: en todos los casos, con excepción de la tasa de paro y el índice de ocupados, se trata de series construidas a partir de información publicada por la fuente indicada (Banco Central del Uruguay, BCU, o Instituto Nacional de Estadística, INE). La tasa de paro es proporcionada directamente por el INE y el índice de ocupados es una estimación del BCU en base a datos del INE.

## Cuadro A.2. Tests de causalidad de Granger y exogeneidad de Wald

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 09/24/06 Time: 22:58

Sample: 1989Q2 2006Q2

Included observations: 62

---

---

Dependent variable: D(MOR\_ME\_BPR)

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(IMSD_D12M)	8.879870	1	0.0029
D(TIPO_ME)	10.80489	1	0.0010
All	14.28354	2	0.0008

---

---

Dependent variable: D(IMSD\_D12M)

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(MOR_ME_BPR)	0.903183	1	0.3419
D(TIPO_ME)	0.680418	1	0.4094
All	2.210517	2	0.3311

---

---

Dependent variable: D(TIPO\_ME)

---

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(MOR_ME_BPR)	1.236584	1	0.2661
D(IMSD_D12M)	2.259509	1	0.1328
All	3.888227	2	0.1431

---

---



### Cuadro A.3. Modelo ECM estimado

Dependent Variable: D(MOR\_ME\_BPR)

Method: Least Squares

Date: 09/25/06 Time: 16:20

Sample (adjusted): 1991Q1 2006Q2

Included observations: 62 after adjustments

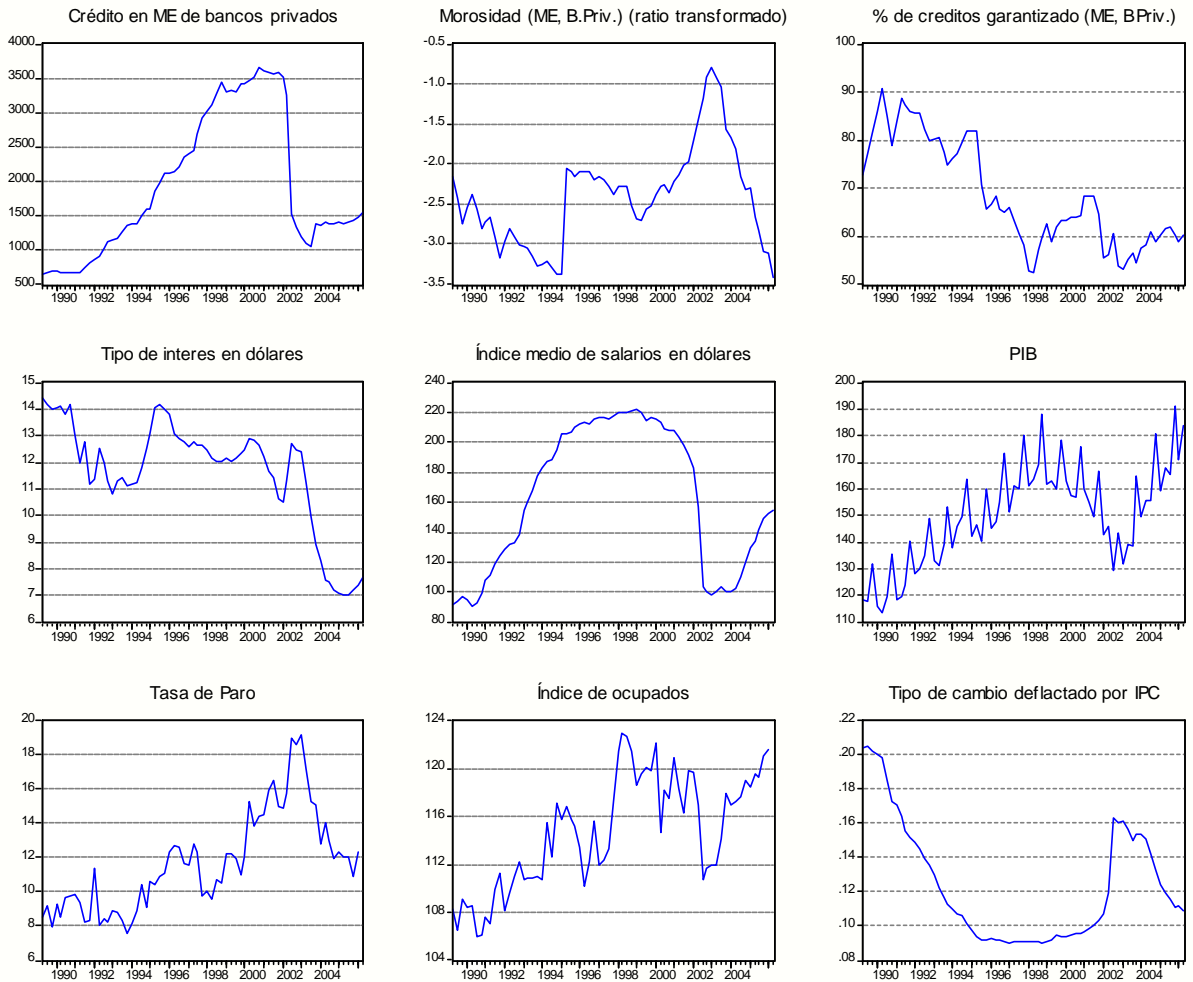
Convergence achieved after 4 iterations

$$D(MOR\_ME\_BPR) = C(1) * ( MOR\_ME\_BPR(-1) + C(2) * \\ IMSD\_D12M(-1) + C(3) * TIPO\_ME(-1) + C(4) ) + C(11) * \\ D(MOR\_ME\_BPR(-1)) + C(21) * D(IMSD\_D12M(-1)) + C(31) * \\ D(TIPO\_ME(-1)) + C(33) * D(TIPO\_ME(-3)) + C(44) * \\ D(PIB\_D12M(-4)) + C(61) * D(GAR\_ME(-1)) + C(72) * \\ D(CRED\_ME\_BPR\_D12M(-2)) + C(80) * CRED\_ME\_BPR\_DTR \\ I + C(91) * D(D952)$$

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.207935	0.045947	-4.525497	0.0000
C(2)	0.020866	0.006135	3.401157	0.0013
C(3)	-0.148801	0.058842	-2.528840	0.0147
C(4)	4.048775	0.692719	5.844756	0.0000
C(11)	0.183772	0.064078	2.867956	0.0061
C(21)	-0.005747	0.002341	-2.454997	0.0177
C(31)	-0.081158	0.025782	-3.147836	0.0028
C(33)	-0.070922	0.023681	-2.994906	0.0043
C(44)	-0.006547	0.003158	-2.073096	0.0434
C(61)	-0.014437	0.003806	-3.793270	0.0004
C(72)	0.008470	0.003173	2.669069	0.0103
C(80)	-0.020086	0.003747	-5.360910	0.0000
C(91)	1.329841	0.101455	13.10766	0.0000
R-squared	0.883402	Mean dependent var	-0.009804	
Adjusted R-squared	0.854847	S.D. dependent var	0.233989	
S.E. of regression	0.089147	Akaike info criterion	-	1.813010
Sum squared resid	0.389416	Schwarz criterion	-1.366998	
Log likelihood	69.20332	Durbin-Watson stat	1.961344	

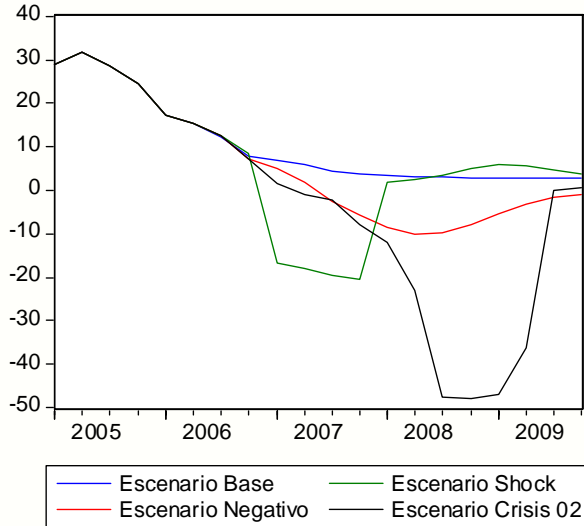
## Anejo de gráficos

### Gráfico A.1. Series originales

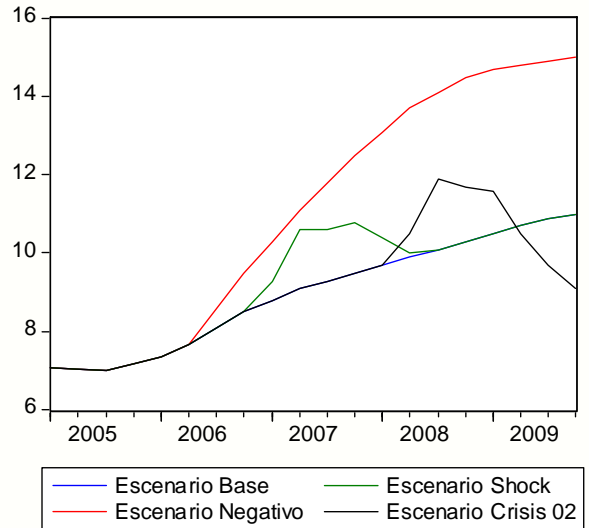


**Gráfico A.2. Evolución de las principales variables según escenario (2006-09)**  
 (supuestos para ejercicio de simulación)

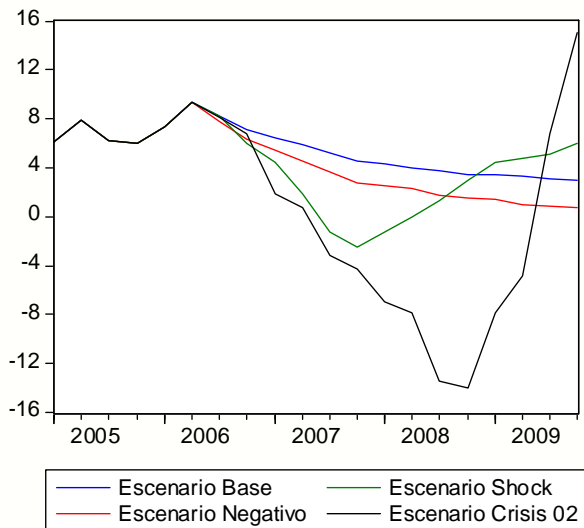
**a) Variación interanual de salarios**



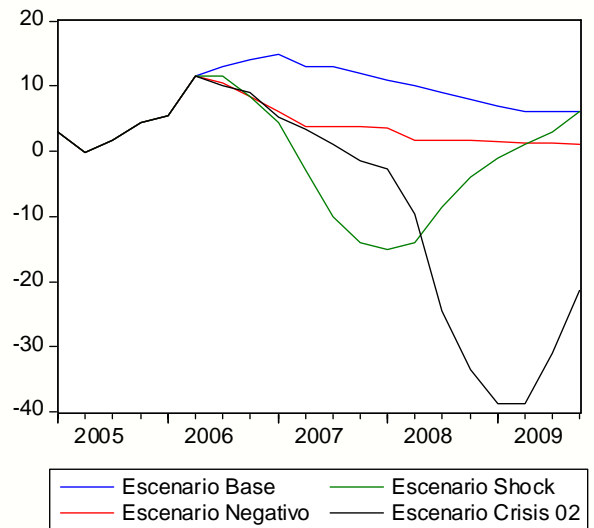
**b) Tipos de interés en dólares**



**c) Variación interanual del PIB**



**d) Variación interanual del crédito en moneda extranjera**



## PUBLICACIONES DEL BANCO DE ESPAÑA

### DOCUMENTOS DE TRABAJO<sup>1</sup>

- 0601 ARTURO GALINDO, ALEJANDRO IZQUIERDO Y JOSÉ MANUEL MONTERO: Real exchange rates, dollarization y industrial employment in Latin America.
- 0602 JUAN A. ROJAS Y CARLOS URRUTIA: Social security reform with uninsurable income risk and endogenous borrowing constraints.
- 0603 CRISTINA BARCELÓ: Housing tenure and labour mobility: a comparison across European countries.
- 0604 FRANCISCO DE CASTRO Y PABLO HERNÁNDEZ DE COS: The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: a SVAR approach.
- 0605 RICARDO GIMENO Y CARMEN MARTÍNEZ-CARRASCAL: The interaction between house prices and loans for house purchase. The Spanish case.
- 0606 JAVIER DELGADO, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: The joint size and ownership specialization in banks' lending.
- 0607 ÓSCAR J. ARCE: Speculative hyperinflations: When can we rule them out?
- 0608 PALOMA LÓPEZ-GARCÍA Y SERGIO PUENTE: Business demography in Spain: determinants of firm survival.
- 0609 JUAN AYUSO Y FERNANDO RESTOY: House prices and rents in Spain: Does the discount factor matter?
- 0610 ÓSCAR J. ARCE Y J. DAVID LÓPEZ-SALIDO: House prices, rents, and interest rates under collateral constraints.
- 0611 ENRIQUE ALBEROLA Y JOSÉ MANUEL MONTERO: Debt sustainability and procyclical fiscal policies in Latin America.
- 0612 GABRIEL JIMÉNEZ, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: Credit market competition, collateral and firms' finance.
- 0613 ÁNGEL GAVILÁN: Wage inequality, segregation by skill and the price of capital in an assignment model.
- 0614 DANIEL PÉREZ, VICENTE SALAS Y JESÚS SAURINA: Earnings and capital management in alternative loan loss provision regulatory regimes.
- 0615 MARIO IZQUIERDO Y AITOR LACUESTA: Wage inequality in Spain: Recent developments.
- 0616 K. C. FUNG, ALICIA GARCÍA-HERRERO, HITOMI IIZAKA Y ALAN SUI: Hard or soft? Institutional reforms and infrastructure spending as determinants of foreign direct investment in China.
- 0617 JAVIER DÍAZ-CASSOU, ALICIA GARCÍA-HERRERO Y LUIS MOLINA: What kind of capital flows does the IMF catalyze and when?
- 0618 SERGIO PUENTE: Dynamic stability in repeated games.
- 0619 FEDERICO RAVENNA: Vector autoregressions and reduced form representations of DSGE models.
- 0620 AITOR LACUESTA: Emigration and human capital: Who leaves, who comes back and what difference does it make?
- 0621 ENRIQUE ALBEROLA Y RODRIGO CÉSAR SALVADO: Banks, remittances and financial deepening in receiving countries. A model.
- 0622 SONIA RUANO-PARDO Y VICENTE SALAS-FUMÁS: Morosidad de la deuda empresarial bancaria en España, 1992-2003. Modelos de la probabilidad de entrar en mora, del volumen de deuda en mora y del total de deuda bancaria, a partir de datos individuales de empresa.
- 0623 JUAN AYUSO Y JORGE MARTÍNEZ: Assessing banking competition: an application to the Spanish market for (quality-changing) deposits.
- 0624 IGNACIO HERNANDO Y MARÍA J. NIETO: Is the Internet delivery channel changing banks' performance? The case of Spanish banks.
- 0625 JUAN F. JIMENO, ESTHER MORAL Y LORENA SAIZ: Structural breaks in labor productivity growth: The United States Vs. the European Union.
- 0626 CRISTINA BARCELÓ: A Q-model of labour demand.
- 0627 JOSEP M. VILARRUBIA: Neighborhood effects in economic growth.
- 0628 NUNO MARTINS Y ERNESTO VILLANUEVA: Does limited access to mortgage debt explain why young adults live with their parents?
- 0629 LUIS J. ÁLVAREZ Y IGNACIO HERNANDO: Competition and price adjustment in the euro area.
- 0630 FRANCISCO ALONSO, ROBERTO BLANCO Y GONZALO RUBIO: Option-implied preferences adjustments, density forecasts, and the equity risk premium.

---

1. Los Documentos de Trabajo anteriores figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

- 0631 JAVIER ANDRÉS, PABLO BURRIEL Y ÁNGEL ESTRADA: BEMOD: A DSGE model for the Spanish economy and the rest of the Euro area.
- 0632 JAMES COSTAIN Y MARCEL JANSEN: Employment fluctuations with downward wage rigidity: The role of moral hazard.
- 0633 RUBÉN SEGURA-CAYUELA: Inefficient policies, inefficient institutions and trade.
- 0634 RICARDO GIMENO Y JUAN M. NAVE: Genetic algorithm estimation of interest rate term structure.
- 0635 JOSÉ MANUEL CAMPA, JOSÉ M. GONZÁLEZ-MÍNGUEZ Y MARÍA SEBASTIÁ-BARRIEL: Non-linear adjustment of import prices in the European Union.
- 0636 AITOR ERCE-DOMÍNGUEZ: Using standstills to manage sovereign debt crises.
- 0637 ANTON NAKOV: Optimal and simple monetary policy rules with zero floor on the nominal interest rate.
- 0638 JOSÉ MANUEL CAMPA Y ÁNGEL GAVILÁN: Current accounts in the euro area: An intertemporal approach.
- 0639 FRANCISCO ALONSO, SANTIAGO FORTE Y JOSÉ MANUEL MARQUÉS: Punto de quiebra implícito en la prima de *credit default swaps*. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 0701 PRAVEEN KUJAL Y JUAN RUIZ: Cost effectiveness of R&D and strategic trade policy.
- 0702 MARÍA J. NIETO Y LARRY D. WALL: Preconditions for a successful implementation of supervisors' prompt corrective action: Is there a case for a banking standard in the EU?
- 0703 PHILIP VERMEULEN, DANIEL DIAS, MAARTEN DOSSCHE, ERWAN GAUTIER, IGNACIO HERNANDO, ROBERTO SABBATINI Y HARALD STAHL: Price setting in the euro area: Some stylised facts from individual producer price data.
- 0704 ROBERTO BLANCO Y FERNANDO RESTOY: Have real interest rates really fallen that much in Spain?
- 0705 OLYMPIA BOVER Y JUAN F. JIMENO: House prices and employment reallocation: International evidence.
- 0706 ENRIQUE ALBEROLA Y JOSÉ M.ª SERENA: Global financial integration, monetary policy and reserve accumulation. Assessing the limits in emerging economies.
- 0707 ÁNGEL LEÓN, JAVIER MENCÍA Y ENRIQUE SENTANA: Parametric properties of semi-nonparametric distributions, with applications to option valuation.
- 0708 ENRIQUE ALBEROLA Y DANIEL NAVIA: Equilibrium exchange rates in the new EU members: external imbalances vs. real convergence.
- 0709 GABRIEL JIMÉNEZ Y JAVIER MENCÍA: Modelling the distribution of credit losses with observable and latent factors.
- 0710 JAVIER ANDRÉS, RAFAEL DOMÉNECH Y ANTONIO FATÁS: The stabilizing role of government size.
- 0711 ALFREDO MARTÍN-OLIVER, VICENTE SALAS-FUMÁS Y JESÚS SAURINA: Measurement of capital stock and input services of Spanish banks.
- 0712 JESÚS SAURINA Y CARLOS TRUCHARTE: An assessment of Basel II procyclicality in mortgage portfolios.
- 0713 JOSÉ MANUEL CAMPA E IGNACIO HERNANDO: The reaction by industry insiders to M&As in the European financial industry.
- 0714 MARIO IZQUIERDO, JUAN F. JIMENO Y JUAN A. ROJAS: On the aggregate effects of immigration in Spain.
- 0715 FABIO CANOVA Y LUCA SALA: Back to square one: identification issues in DSGE models.
- 0716 FERNANDO NIETO: The determinants of household credit in Spain.
- 0717 EVA ORTEGA, PABLO BURRIEL, JOSÉ LUIS FERNÁNDEZ, EVA FERRAZ Y SAMUEL HURTADO: Actualización del modelo trimestral del Banco de España.
- 0718 JAVIER ANDRÉS Y FERNANDO RESTOY: Macroeconomic modelling in EMU: how relevant is the change in regime?
- 0719 FABIO CANOVA, DAVID LÓPEZ-SALIDO Y CLAUDIO MICHELACCI: The labor market effects of technology shocks.
- 0720 JUAN M. RUIZ Y JOSEP M. VILARRUBIA: The wise use of dummies in gravity models: Export potentials in the euromed region.
- 0721 CLAUDIA CANALS, XAVIER GABAIX, JOSEP M. VILARRUBIA Y DAVID WEINSTEIN: Trade patterns, trade balances and idiosyncratic shocks.
- 0722 MARTÍN VALLCORBA Y JAVIER DELGADO: Determinantes de la morosidad bancaria en una economía dolarizada. El caso uruguayo.