Moneda y Crédito

Segunda Epoca

225

[2007]

Discriminación salarial por sexo y discapacidad
Malo y Pagán

La financiación de las sociedades no financieras
Marqués, Nieto y Del Río

La productividad en la sociedad de la información
Sánchez-Mangas

Morosidad bancaria en una economía dolarizada
Vallcorba y Delgado

FUNDACION
Banco Santander

Moneda y Crédito

Segunda Epoca

225

[2007]

Discriminación salarial por sexo y discapacidad
Malo y Pagán

La financiación de las sociedades no financieras
Marqués, Nieto y Del Río

La productividad en la sociedad de la información
Sánchez-Mangas

Morosidad bancaria en una economía dolarizada
Vallcorba y Delgado

Suscripción anual:

A. Individual

España	24,04 + IVA = 25 €
Extranjero	27,05 €

B. Instituciones

España	30,05 + IVA = 31,25 €
Extranjero	33,06 €

Números sueltos:

España	15,63 + IVA = 16,25 €
Extranjero	18,53 €

Las solicitudes de suscripción deben enviarse a:
MONEDA Y CRÉDITO, S.L.
Serrano 92, 2ª planta. 28006 Madrid
Teléfono: 91 781 51 50
Fax: 91 781 51 59
www.monedaycredito.com

Los autores interesados en remitir trabajos para su eventual publicación en la revista deben enviarlos a:
fundacionsch@gruposantander.com

© Copyright 2007
Moneda y Crédito, S.L.
C/ Serrano 92, 2ª planta. 28006 Madrid
www.monedaycredito.com
Restados todos los derechos.
ISSN: 0026-959X
Depósito Legal: M. 925 - 1958
Impreso en España por T.G.A., S.A.

CONSEJO DE REDACCIÓN:

Javier Andrés, *Universitat de Valencia* (Director)
Juan Ayuso, *Banco de España* (Director Adjunto)
Javier Gardezábal, *Universidad del País Vasco* (Director Adjunto)

CONSEJEROS:

Alberto Abadie, Harvard University
José Manuel Campa, IESE
Stephen Cecchetti, Brandeis University
Antonio Ciccone, Universitat Pompeu Fabra, CREI
Alejandro Cuñat, University of Essex
Rafael Doménech, Universidad de Valencia
Antonio Fatás, INSEAD
Philip Lane, Trinity Collage
J. Ignacio Peña, Universidad Carlos III
Diego Puga, IMDEA, Universidad Carlos III
Lucrezia Reichlin, ECARES, Université Libre de Bruxelles, European Central Bank
Hélène Rey, Princeton University
Luis Viceira, Harvard University
Jaume Ventura, Universitat Pompeu Fabra, CREI

CONTENIDO

¿Existe la doble discriminación salarial por sexo y discapacidad en España? Un análisis empírico con datos del Panel de Hogares **7**
MIGUEL ÁNGEL MALO Y RICARDO PAGÁN

Una aproximación a los determinantes de la financiación de las sociedades no financieras en España **43**
JOSÉ MANUEL MARQUÉS SEVILLANO, FERNANDO NIETO Y ANA DEL RÍO

La productividad en la sociedad de la información: impacto de las nuevas formas de organización del trabajo **75**
ROCÍO SÁNCHEZ-MANGAS

Determinantes de la morosidad bancaria en una economía dolarizada. El caso Uruguayo **97**
MARTÍN VALLCORBA Y JAVIER DELGADO

¿Existe la doble discriminación salarial por sexo y discapacidad en España? Un análisis empírico con datos del Panel de Hogares[1]

Miguel Ángel Malo
Universidad de Salamanca.
Ricardo Pagán
Universidad de Málaga.

Abstract

In this article, we analyze the empirical evidence related to the double discrimination of women with disabilities in Spain. Our database is the European Community Household Panel for the period 1995-2001. The wage equations show evidence supporting only some aspects of the double discrimination hypothesis. We find that there is not wage discrimination based on disability for people without daily activities limitations, but gender discrimination feeds disability discrimination. In addition, gender discrimination is more intense for disabled women. Finally, we estimate the employment effects of the wage discrimination and they are relatively small (as previous literature shows for other countries).

1. Los autores agradecen los comentarios de dos evaluadores y de Javier Andrés que han contribuido sustancialmente a mejorar el artículo. Los asistentes a las VI Jornadas de Economía Laboral (Universidad de Alicante, julio de 2005) realizaron sugerencias que sirvieron para corregir y mejorar el borrador inicial. Ninguno de los anteriores es responsable de los errores que pudieran existir en este trabajo. Este artículo está basado en una investigación previa de Miguel Ángel Malo beneficiaria de una de las subvenciones convocadas por la Orden FAM/1474/2003, de 12 de noviembre, de la Junta de Castilla y León (cofinanciadas por el Fondo Social Europeo), para la realización de actuaciones sobre Igualdad de Oportunidades entre mujeres y hombres. El mencionado autor agradece dicha financiación, sin que las citadas instituciones sean responsables de los resultados ni de las interpretaciones sostenidas en este artículo.

1. Introducción

Tanto desde las instituciones públicas (por ejemplo, la Comisión Europea[2]) como desde las organizaciones de personas con discapacidad[3], se señala que el problema de la discriminación hacia las personas con discapacidad se hace más intenso para el caso de las mujeres debido a la discriminación de género. Para las mujeres con discapacidad lo que más se destaca probablemente es la existencia de la llamada *doble discriminación*, expresión que pretende dar a entender que la discriminación por género y por discapacidad se *suman*, colocando a las mujeres con discapacidad en una situación marcadamente peor que los varones con discapacidad y que, por tanto, requeriría de medidas especialmente dirigidas a ellas y de lucha contra la discriminación más intensa que para los varones.

A pesar de la insistencia en el tema de la doble discriminación, los distintos análisis empíricos existentes (pocos, dispersos y casi exclusivamente descriptivos) la presuponen en lugar de intentar probar su existencia. En eso precisamente consiste el objetivo de este trabajo para el caso de las diferencias salariales, en estimar el componente de discriminación por género y por discapacidad existente en las diferencias salariales entre varones y mujeres con y sin discapacidad en España. Aunque el análisis se ha realizado para los varones y las mujeres, este trabajo se centra y utiliza como principal punto de referencia la situación en términos salariales de las mujeres sin y con discapacidad. Una vez se haya comparado y analizado la situación para las mujeres, se incorporarán al estudio como nuevos grupos con el que comparar la situación de las mujeres con discapacidad a los varones sin y con discapacidad. Así pues, no se trata meramente de medir las diferencias salariales por discapacidad en España, objetivo ya acometido en Pagán y Marchante (2004) en el cual se analiza la discriminación salarial por discapacidad exclusivamente para los varones, a fin de aislar el efecto de la discapacidad del eventual efecto del género. Aquí precisamente lo que se busca es no aislarlo, sino ver la confluencia de ambas características a la hora de medir la discriminación salarial.

---

2. Véase, por ejemplo, el *"Programa de Acción para Combatir la Discriminación (2001-2006)"*, accesible en la dirección electrónica: *http://europa.eu.int/comm/employment_social/fundamental_rights/index_en.htm.*

3. Véase, por ejemplo, el Primer Plan Integral de Acción para Mujeres con Discapacidad 2005-2008 elaborado por el Comité Español de Representantes de Personas con Discapacidad (CERMI). Dicho plan está disponible en la página web del CERMI: http://www.cermi.es

Un trabajo de este tipo es todavía inédito en España y viene a cubrir una laguna en la literatura existente. A partir de los microdatos españoles del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para el periodo 1995-2001 se estiman ecuaciones de salarios (corregidas del sesgo de selección). Conviene hacer notar que, siguiendo a Gannon (2005) se ha incluido la categoría de personas discapacitadas cuya discapacidad no les genera limitaciones en las actividades de la vida diaria, ya que la existencia de una discapacidad puede no afectar a las actividades diarias si está totalmente compensada, por ejemplo, mediante una ayuda técnica. Con la excepción del trabajo mencionado, se trata de una novedad el que se pueda incluir dicha categoría dentro del grupo de las personas con discapacidad. Esto permite dilucidar una cuestión muy relevante que consiste en si parte del diferencial salarial achacado a la discapacidad podría esconder una diferencia en productividad generada por la discapacidad (y que por tanto no constituiría una diferencia salarial discriminatoria). Dado que podemos identificar a las personas con discapacidad que no experimentan limitaciones en su vida diaria, cabe presumir que estas personas no ven afectada su productividad por la discapacidad (pues no están limitadas), por lo que si se observa para ellas una diferencia salarial exclusivamente relacionada con la discapacidad será achacable por entero a la discriminación. La descomposición de las diferencias salariales se llevará a cabo según el método propuesto por Reimers (1983) que sigue y desarrolla el método tradicional de Oaxaca-Blinder.

El principal resultado obtenido es que la doble discriminación no aparece en sentido estricto en el mercado de trabajo español (no parecen *sumarse* sin más). En primer lugar, las diferencias halladas por discapacidad parecen responder más bien a diferencias de productividad asociadas a la discapacidad y no captadas por otras variables. Sin embargo, sí que se observa que al tener en cuenta la discapacidad la discriminación salarial por género es mayor y que las mujeres con discapacidad cuya discapacidad no les genera limitaciones en su vida diaria sufren una discriminación conjunta por género y discapacidad que empeora respecto de una situación más ventajosa que considerara género y discapacidad por separado. Un mérito adicional del trabajo consiste en estimar los efectos que sobre el empleo tiene la discriminación salarial siguiendo el método propuesto por Baldwin y Johnson (1995), encontrándose, en línea con otros trabajos internacionales, que dichos efectos existen pero son *pequeños*.

La estructura del trabajo es la siguiente. En el segundo apartado se realiza una breve revisión de la literatura previa sobre el tema para situar la investigación. El tercer apartado analiza la definición de discapacidad utilizada en el PHOGUE, mientras que en el cuarto se presenta la metodología empleada. En el apartado siguiente se presenta el análisis descriptivo y, a continuación, el análisis econométrico, centrándolo principalmente en el estudio de la descomposición de las diferencias salariales y terminando dicho apartado con la estimación de los efectos sobre el empleo. Por último, un apartado de conclusiones resume las principales aportaciones del artículo y señala algunas implicaciones de política.

2. Antecedentes

Los antecedentes de nuestro trabajo se encuentran en la literatura sobre discriminación de las personas con discapacidad por un lado y sobre discriminación de las mujeres por otro. Por su parte, la literatura sobre discriminación de las personas con discapacidad se ha desarrollado tradicionalmente fuera del análisis económico y se ha centrado sobre todo en la importancia de los prejuicios y en la consiguiente desigualdad de trato que éstos conllevan. Al respecto, cabe señalar, por ejemplo, los trabajos empíricos de Yuker (1988) sobre medición de los prejuicios y el trato sobre las personas con discapacidad. También ha sido ampliamente tratado el tema de la discriminación percibida subjetivamente por las propias personas con discapacidad, como se hace, por ejemplo, con una encuesta específica para el caso español en Jiménez y Huete (2002). Aunque el interés de los economistas por la posición de las personas con discapacidad es algo reciente y la literatura al respecto sigue siendo limitada[4], ya existen una serie de trabajos que tratan de analizar empíricamente las situaciones de discriminación que afectan a las personas con discapacidad en el mercado de trabajo. En cuanto a la discriminación en la participación laboral Salkever y Domino (2000) muestran que las personas cuyas discapacidades las colocan a una gran *distancia social* con respecto a las personas sin discapacidad tienen en contra de lo

4. Sí que existe una amplia literatura sobre la influencia de las prestaciones por discapacidad en la probabilidad de jubilación anticipada, es decir, del uso de dichas prestaciones para salir definitivamente hacia la inactividad. Un amplio artículo panorámico sobre el tema es Bound y Burkhauser (1999).

esperado una mayor probabilidad de ser empleadas. No obstante, estos autores apuntan que el coeficiente del indicador de *distancia social* se reduce drásticamente y pasa a ser no significativo cuando se excluyen de la muestra a aquellos individuos con unos niveles salariales muy bajos y donde los errores de medición pueden ser más problemáticos.

Por lo que respecta a los trabajos sobre discriminación salarial, se basan todos ellos en la aplicación de la metodología de medición propuesta en los trabajos seminales de Oaxaca (1973) y Blinder (1973). Este método ha sido ampliamente aplicado de manera previa a la medición de la discriminación salarial de las mujeres y con el paso del tiempo ha sido enriquecido con más y más detalles sin que, con todo, se haya cambiado su enfoque inicial. Para revisiones de la literatura económica internacional al respecto véanse, por ejemplo, Cain (1991) y Altonji y Blank (1999) y de la literatura española véase, por ejemplo, Moreno *et al.* (1996). Trabajos relevantes internacionales y sobre España relacionados con las diferencias salariales discriminatorias de las mujeres que cubren distintos aspectos de las mismas son, por ejemplo, Blau y Kahn (2003), De la Rica *et al.* (2005), Hernández y Méndez (2005) o Gardeazábal y Ugidos (2005). Los problemas de discriminación que sufre la mujer en el mercado de trabajo van más allá de las diferencias salariales y están ampliamente documentados los problemas de discriminación que la mujer sufre en relación con los puestos accesibles y la promoción profesional a lo largo de la carrera laboral (por ejemplo, Bayard *et al.*, 2003; Ransom y Oaxaca, 2005). En cuanto a las explicaciones teóricas de la discriminación laboral de la mujer, se han desarrollado desde todas las perspectivas existentes: preferencias discriminatorias por los empresarios; discriminación estadística; monopsonio discriminador; y la segregación ocupacional[5]. Este tipo de modelos también suelen ser utilizados por los economistas laborales para explicar la discriminación salarial de las personas con discapacidad.

Por lo que respecta específicamente a la discriminación salarial de las mujeres con discapacidad, tal vez la referencia principal sea Baldwin y Johnson (1995), que también analiza cómo la discriminación salarial afecta a la participación laboral de las mujeres con

5. Hoy en día cualquier manual estándar de Economía Laboral (como McConnel *et al.*, 2003) se analizan los aspectos principales de la teoría de la discriminación. Para un tratamiento más avanzado de la discriminación salarial véase, por ejemplo, Cain (1991).

discapacidad. Estos autores estiman que más del 50% de la diferencia salarial entre las mujeres con y sin discapacidad en Estados Unidos es atribuible a la discriminación, siendo ésta más aguda en aquellas deficiencias o limitaciones que son objeto de un mayor prejuicio por parte del empresario. Trabajos posteriores, como el de Jones *et al*. (2003) para el Reino Unido, siguen básicamente las propuestas metodológicas allí presentadas. También cabe destacar las estimaciones salariales que se han hecho tratando de averiguar el rendimiento salarial que la educación tiene para las personas con discapacidad, como en Hendricks *et al*. (1997). Dadas las limitaciones de nuestra base de datos (que no incluye información sobre el tipo de discapacidad) no entraremos en dicha cuestión, a la cual tanto Baldwin y Johnson (1995), como Jones *et al*. (2003) dedican amplia atención y constituyen buena parte de su aportación diferencial respecto de otras investigaciones. Al igual que Jones *et al*. (2003) y a pesar de que el análisis se centra principalmente en la situación salarial de las mujeres, se estimarán ecuaciones en función del género (varones y mujeres) y de la discapacidad (sin discapacidad, con discapacidad que no limita las actividades diarias y con discapacidad que sí limita las actividades diarias), lo cual permitirá estimar las diferencias salariales por ambos motivos. La separación en tres categorías de la discapacidad permitirá atender a una cuestión que, hasta donde conocemos, sólo en una ocasión ha sido tratada previamente en la literatura. El grupo de personas con discapacidad que no ven limitadas sus actividades diarias por la discapacidad nos proporciona una oportunidad para apreciar si la discapacidad por sí sola genera efectos sobre los salarios. Esto es relevante porque, como explican Baldwin y Johnson (1995), es posible que la discapacidad tenga por sí misma un efecto reductor de la productividad individual sin que esto pueda ser captado plenamente por el resto de variables de control de las estimaciones, con lo que la diferencia salarial que habitualmente se suele denominar discriminatoria en este caso sería una estimación del límite máximo de la diferencia salarial discriminatoria, puesto que una parte podría estar relacionada con esa menor productividad individual. Dado que podemos separar a las personas con discapacidad que no experimentan limitaciones en sus actividades diarias (incluido el trabajo) por razón de su discapacidad, si para estas personas aparece una diferencia salarial relacionada con discapacidad ésta podrá ser atribuida totalmente a la discriminación (según el método de Oaxaca-

Blinder). Previamente, sólo Gannon (2005) ha usado esta categoría de personas con discapacidad para el caso irlandés en el análisis de la influencia de la discapacidad sobre la participación laboral. Éstos aparecen como un subgrupo claramente distinto con una mayor participación laboral que el resto de personas con discapacidad pero por debajo de lo que sucede para las personas sin discapacidad, tanto hombres como mujeres aunque para los varones es mucho más "beneficioso" el hecho de que la discapacidad no suponga limitación sobre las actividades de la vida diaria.

En España, el análisis de las diferencias salariales entre las personas con discapacidad y sin discapacidad es casi nulo. Sólo en el trabajo de Pagán y Marchante (2004) se realiza un estudio de las diferencias salariales por discapacidad entre los varones a partir de los datos del PHOGUE para el periodo 1995-2000. Sus resultados muestran que el 57,02 por cien de la diferencia salarial ofrecida (0,2201) es atribuible a las diferencias en las características observadas (especialmente en el nivel educativo y el tipo de ocupación), y el resto, un 42,98 por cien, a las diferencias en los rendimientos.

A pesar de esta escasez de trabajos sobre diferencias salariales por discapacidad, a nivel general aparecen cada vez una mayor cantidad de estudios relacionados con la discapacidad, como por ejemplo, los realizados por el Consejo Económico y Social (1995 y 2003), Malo (2001, 2003 y 2004) y Dávila (2006). Entre los principales resultados obtenidos en estos trabajos cabe destacar que las personas con discapacidad tienen una tasa de actividad mucho más baja que el promedio de la población española, un bajo nivel educativo (más de las tres cuartas partes de los discapacitados tiene como mucho terminada la educación obligatoria) y que las prestaciones sociales tienen una gran importancia como fuentes de ingresos de las personas con discapacidad y sus familias[6].

---

6. Conviene señalar que desde la aparición en 1982 de la Ley de Integración Social del Minusválido (LISMI) un amplio número de textos normativos sobre discapacidad han sido aprobados, por lo que hay multitud de bibliografía jurídica sobre el empleo de las personas con discapacidad. Véase, por ejemplo, Sánchez-Cervera y Sánchez-Cervera (2000) para cuestiones prácticas relacionadas con la contratación laboral, incentivos, prestaciones sociales, etc., y Romero (2003) para un completo análisis normativo dividido por bloques temáticos en torno a la discapacidad. Para un estudio amplio y exhaustivo de las políticas de integración dirigidas a los discapacitados en España, entre ellas las relacionadas con el empleo, véase, por ejemplo, el reciente trabajo publicado por el CES (2003). Para una ampliación y actualización de las políticas de empleo y otros temas de interés hacia las personas con discapacidad pueden visitarse las páginas web del CERMI (http://www.cermi.es/) y del IMSERSO (http://www.seg-social.es/imserso).

3. La definición de discapacidad en el Phogue

En el PHOGUE la variable de discapacidad se obtiene a partir de la siguiente pregunta: "¿Tiene alguna enfermedad crónica física o mental, o alguna incapacidad o deficiencia?". En caso afirmativo, se pasa a otra en que se le pregunta si esa enfermedad, incapacidad o problema de salud le impide desarrollar su actividad diaria. Ante esta pregunta sólo caben tres respuestas: sí, intensamente; sí, hasta cierto punto; y no.

La primera pregunta, que ejerce una función de filtro, fue introducida en el segundo ciclo (en 1995). En Malo (2001) se muestra que para los datos españoles no se produce una ruptura relevante entre 1994 y 1995. Ahora bien, sólo con dicha pregunta de filtro es posible construir la categoría de discapacitados que no sufren limitaciones en sus actividades diarias, por lo que nuestro análisis se circunscribe necesariamente de 1995 a 2001. Además, el tipo de contrato sólo está disponible a partir de 1995, lo cual abunda para dejar a un lado el primer año del panel de hogares en este análisis empírico.

Aquellos que dan las dos primeras respuestas pueden considerarse discapacitados, bien en sentido estricto (aquellos que dan la primera respuesta) bien en algún grado (los que dan la segunda respuesta). Pero nótese que gracias a la pregunta inicial de filtro todos aquellos que la contestan afirmativamente pueden considerarse como personas con discapacidad. Así pues y siguiendo a Gannon (2005), una vez que tenemos los síes a la primera pregunta, en función de cómo respondan a la segunda pueden considerarse no limitados (aquellos que en la segunda contestan negativamente), limitados de forma moderada (los que contestan en la segunda que están limitados en algún grado) y limitados de forma severa (los que contestan que las limitaciones que experimentan son intensas). Las personas no discapacitadas serán las que contesten negativamente a la primera pregunta.

Tal vez, la principal característica de esta forma de definir la discapacidad es que se trata al fin y al cabo de una autoclasificación de los entrevistados. Del uso de una autoclasificación parece que cabría esperar una cierta sobreestimación de la prevalencia de la discapacidad, ya que de esta manera el individuo podría estar autojustificando su comportamiento de baja o nula actividad laboral o su percepción (o solicitud) de subsidios por discapacidad. Pero, por otro lado, también las autoevaluaciones pueden dar lugar a infraestimaciones si la discapacidad se vive como un estigma. Trabajos sobre el sesgo de

autojustificación son, por ejemplo, Chirikos y Nestel (1984) y Kreider (1999).

Sin embargo, es mucho más probable que los sesgos de las autoevaluaciones aparezcan cuando el individuo tiene que suministrar información a la administración sanitaria a efectos de percibir un subsidio o acceder a determinados derechos que cuando se trata de responder a una encuesta en la que se garantiza el anonimato a los entrevistados, como convincentemente muestran Benítez Silva et al. (2004) para el caso norteamericano.

En cuanto al PHOGUE, no debería esperarse la aparición de sesgos por autojustificación ya que la pregunta que sirve para definir la situación de discapacidad no alude a incapacidad para trabajar (con lo que los individuos no tienen incentivos para autojustificarse de su eventual inactividad) y adicionalmente las preguntas sobre mercado de trabajo están lo suficientemente separadas en el cuestionario como para que el individuo no las relacione tal y como el sesgo de autojustificación requiere (además de la garantía expresa de anonimato).

La importancia de los datos del PHOGUE obedece a que, por el momento, es la ínica base de datos que proporciona información mínimamente comparable en la UE, si bien con el coste de que la definición no se adhiere al estándar internacional de la Organización Mundial de la Salud (OMS) ni a las definiciones administrativas de discapacidad[7]; pero con la gran ventaja de que la discapacidad no está definida como discapacidad para trabajar (como en el caso de la *HRS* norteamericana). Por tanto, la relación con el mercado de trabajo no está implícita en la definición de discapacidad utilizada y esto mejora notablemente la calidad de la información recogida. Además, la forma en que se pregunta sobre discapacidad en el panel de hogares es muy común en encuestas de salud de muchos países (Verbrugge, 1997), porque es una forma muy sencilla de obtener información sobre discapacidad en una encuesta sin las complicaciones ni amplitud de cuestionario que requiere una encuesta sobre discapacidad que siga los criterios de la OMS (también es cierto que con el coste de una menor riqueza informativa sobre tipos de discapacidad, deficiencias, origen de las deficiencias, etc.).

---

7. Ahora bien, como en el panel se pregunta si hay imposibilidad para desarrollar *la actividad diaria* (que es lo que requiere en esencia la definición de discapacidad de la OMS) los que dan la respuesta *"sí, intensamente"* podrían ser considerados prácticamente como discapacitados según esa definición internacional. Para una comparación de los resultados de encuestas de discapacidad y datos administrativos, consúltese para el caso español Malo (2003) y para la Unión Europea en Zwinkels (2001).

4. METODOLOGÍA

Siguiendo el modelo tradicional de participación laboral a través del cual el individuo decide entrar o no en el mercado laboral comparando el salario que ofrece una empresa con el salario de reserva del individuo y aplicando la metodología empleada por autores como, por ejemplo, Baldwin y Johnson (1994 y 1995) y Kidd *et al.* (2000), se estiman de manera separada las siguientes ecuaciones de salarios corregidas del sesgo de selección para las personas con discapacidad limitada (D_1), personas con discapacidad no limitada (D_2) y personas sin discapacidad (N):

$$LnW_{ij} = X'_{ij}\,\beta_j + c\lambda_{ij} + v_{ij} \qquad (j = D_1, D_2, N) \tag{1}$$

donde LnW_{ij} denota el logaritmo del salario hora, X_{ij} es un vector de características relacionadas con la productividad para el individuo i del grupo j, β_j representa las tasas de rendimiento de dichas características (siempre siguiendo la interpretación habitual del modelo de capital humano) y λ es el término de corrección muestral obtenido al estimar una ecuación de selección para el empleo asalariado según el método en dos etapas de Heckman (1979).

Para estimar el tamaño de la diferencia salarial debida a la discriminación entre las personas discapacitadas (limitadas y no limitadas) y no discapacitadas se utiliza el método propuesto por Reimers (1983) y empleado en otros trabajos como, por ejemplo, Baldwin y Johnson (1995 y 2000) y Jones *et al.* (2003). La diferencia salarial entre las personas no discapacitadas (N) y las discapacitadas (D) se puede descomponer del siguiente modo:

$$\begin{aligned}\overline{LnW_N} - \overline{LnW_D} &= (\overline{X}_N - \overline{X}_D)\left[d\hat{\beta}_N + (1-d)\hat{\beta}_D\right] + \left[\overline{X}_N(1-d) + \overline{X}_D d\right](\hat{\beta}_N - \hat{\beta}_D) \\ &+ (\hat{c}_N\overline{\lambda}_N - \hat{c}_D\overline{\lambda}_D) \qquad (D = D_1, D_2)\end{aligned} \tag{2}$$

El lado izquierdo de la ecuación (2) representa la diferencia salarial media observada entre las personas sin y con discapacidad. El primer término del lado derecho de (2) representa la parte de la diferencia salarial atribuible a las diferencias en productividad, mientras que el segundo término es la parte de la diferencia salarial que no queda explicada por las variables relacionadas con la productividad y que es comúnmente interpretada como discriminación. El tercer término

recoge la parte de la diferencia salarial observada atribuible a la selección muestral. Este término es susceptible de ser descompuesto en un componente explicado (*características*) y otro no explicado (*rendimientos*)[8]. Siguiendo a Neuman y Oaxaca (2004), el componente atribuido a la selección muestral puede ser descompuesto de la siguiente manera:

$$(\hat{c}_N\bar{\lambda}_N - \hat{c}_D\bar{\lambda}_D) = \hat{c}_N(\bar{\lambda}_D^0 - \bar{\lambda}_D) + \hat{c}_N(\bar{\lambda}_N - \bar{\lambda}_D^0) + (\hat{c}_N - \hat{c}_D)\bar{\lambda}_D = Z_1 + Z_2 + Z_3 \quad (3)$$

donde $\bar{\lambda}_D^0$ es el valor medio del término de selección si las personas con discapacidad se enfrentaran a la misma ecuación de selección que las personas sin discapacidad[9]. El primer sumando (Z_1) mide los efectos de las diferencias por discapacidad en los coeficientes de la ecuación de selección sobre el diferencial salarial entre ambos colectivos. Los efectos de las diferencias por discapacidad en las variables que determinan el empleo asalariado son recogidos a través del segundo sumando (Z_2). El último sumando (Z_3) captura los efectos de las diferencias por discapacidad en el salario observado en respuesta a la probabilidad de tener un empleo asalariado. Una vez descompuesto este componente, Neuman y Oaxaca (2004) plantean tres posibles descomposiciones alternativas a la recogida en la ecuación (2) (a la cual la denominaremos *descomposición 1*) según donde se incluyan los tres sumandos de la ecuación (3). La diferencia entre estas tres descomposiciones alternativas está basada en la localización exacta del sumando Z_3 dentro de la ecuación (2), ya que los sumandos Z_1 y Z_2 son siempre incluidos dentro del componente no explicado (*rendimientos*) y explicado (*características*), respectivamente. Estos autores muestran ciertas dudas cuando el sumando Z_3 es considerado como un parte del componente explicado (*descomposición 2*) o del componente no explicado (*descomposición 3*). Por este motivo, consideran que una alternativa más sencilla sería considerar Z_3 como un componente separado en la ecuación (2) y atribuido a la selección muestral (*descomposición 4*). En nuestro caso hemos optado por calcular estas tres posibles alternativas de descomposición apuntadas por Neuman

8. En algunos trabajos como Reimers (1983) y Kidd et al. (2000), este tercer término es pasado al lado izquierdo de la ecuación (2) y así descomponer las diferencias en los salarios medios *ofrecidos*.

9. Otro posible método de descomposición del componente atribuido a la selección muestral que podría haberse utilizado es el propuesto por Hernández y Méndez (2005), el cual está basado en los planteamientos seguidos por Neuman y Oaxaca (2004) sobre los procesos de selección de los individuos y por Neumark (1988) sobre la no observación del esquema no discriminatorio.

y Oaxaca (2004), junto con la recogida en la ecuación (2) y así poder comparar los resultados obtenidos.

El coeficiente *"d"* representa la relación entre la estructura salarial observada y la norma no discriminatoria. Puede tomar valores entre 0 y 1. En muchos trabajos como, por ejemplo, los de Baldwin y Johnson (1994 y 1995) y Kidd *et al.* (2000) se utiliza un valor de *d* igual a 1, es decir, se supone que la estructura salarial no discriminatoria es la estructura del salario observado para las personas sin discapacidad. En nuestro caso hemos optado por utilizar diferentes valores de d y así detectar los diferentes resultados que se obtienen al descomponer la diferencia salarial observada. En concreto, se ha utilizado un valor de d igual a 1, 0 (en este caso la estructura salarial no discriminatoria corresponde a la estructura salarial observada para las personas con discapacidad), y, por último, tomando como estructura no discriminatoria los resultados obtenidos al estimar una ecuación de salarios conjunta que incluya a los dos colectivos objeto de comparación (Neumark, 1988)[10].

Para realizar los análisis empíricos se ha construido un *pool* con las observaciones de los ciclos de 1995 a 2001 para aumentar así el tamaño muestral (como ya se explicó en la sección anterior no se utiliza la primera ola del panel correspondiente a 1994). Téngase en cuenta que, en caso contrario, el tamaño de las submuestras de varones o mujeres con discapacidad (limitados o no) sería demasiado pequeño como para obtener resultados estadísticamente fiables. Por ejemplo, las 403 observaciones disponibles en la estimación de la ecuación de salarios para las mujeres con discapacidad que se encuentran limitadas corresponden a 277 mujeres, de las cuales el 72,20% sólo están presentes en una única ola. Para el caso de las mujeres con discapacidad no limitadas, este porcentaje de sitúa en el 67.75%. A pesar de esta importante limitación en el número de observaciones, se han estimado las ecuaciones de salarios para estos dos colectivos de mujeres con discapacidad aplicando un modelo de efectos aleatorios y los resultados son muy similares a los obtenidos cuando se usa un *pool* con todas las olas disponibles. En un principio, cabría pensar que las estimaciones obtenidas usando el *pool* con todas las olas estarán sesgadas con respecto, por ejemplo, a las esti-

10. Aunque en las descomposiciones salariales también se utilizaron unos valores para *"d"* iguales a 0,5 (Reimers, 1983) e iguales a la proporción de personas sin y con discapacidad en el población empleada (Cottton, 1988), los cambios en los resultados finalmente mostrados fueron mínimos. La fijación del valor de *"d"* se discute con mayor extensión (entendiéndolo en el contexto de los números índice) en Oaxaca y Ransom (1994).

maciones con efectos fijos debido al hecho de no controlar la heterogeneidad no observada. Sin embargo, autores como Freeman (1984) y Swaffield (2001) apuntan que la existencia de errores de medida (por ejemplo, en la variable *horas de trabajo*, la cual se obtiene en el PHOGUE a partir de la respuesta de la propia persona entrevistada) puede sesgar a la baja las estimaciones con efectos fijos de tal modo que cualquier pequeño error de medida o incluso el disponer de una muestra relativamente pequeña (tal y como ocurre en nuestro caso con las muestras de las personas con discapacidad) puede tener un impacto significativo en los estimaciones obtenidas con efectos fijos. Si esto sucede, la divergencia entre las estimaciones obtenidas con el *pool* y con los efectos fijos será exagerada, llegándose a conclusiones erróneas respecto al sesgo que se produce con las estimaciones en el *pool* de datos (Swaffield, 2001).

Se ha seleccionado a la población entre 16 y 64 años y las ecuaciones de salarios se estiman sólo para las personas asalariadas que trabajan más de 15 horas a la semana en la semana de referencia de la entrevista[11]. Se han excluido a las personas asalariadas que trabajan menos de 15 horas semanales debido a que para este tipo de trabajadores no se dispone de información en el PHOGUE de determinadas variables relevantes para las ecuaciones que se van a estimar y que no deben ser omitidas (como, por ejemplo, el tipo de contrato o sector público versus privado). De este modo, el número total de observaciones disponibles en la estimación de la ecuación de participación (*empleo asalariado*) para las mujeres con discapacidad limitada y no limitada es de 3.972 y 2.097, respectivamente. En el caso de las mujeres sin discapacidad el número de observaciones ascendería a 31.169. En la estimación de la ecuación de salarios el número de observaciones se sitúa en 9.035 para las mujeres sin discapacidad, y en 403 y 581 para las mujeres con discapacidad limitada y no limitada, respectivamente[12].

Las variables que se utilizan para estimar los *probit* (cuya variable dependiente toma un valor igual a 1 si la persona está asalariada y trabaja más de 15 horas y cero en caso contrario) son la edad, nivel edu-

11. Además de los trabajadores por cuenta propia, se han excluido de la muestra utilizada a los aprendices y trabajadores en formación.

12. Aunque las estimaciones de las ecuaciones de participación (*empleo asalariado*) y de salarios para los varones no se muestran por motivos de brevedad, el número de observaciones disponibles para los varones sin discapacidad es de 30.455 y 3.479 y 2.253 para los varones con discapacidad limitada y no limitada, respectivamente. Todos los resultados están disponibles por parte de los autores.

cativo, estado civil, tipo y tamaño del hogar, región de residencia y año de la entrevista. En las ecuaciones de salarios, la variable dependiente es el salario neto por hora (en logaritmos), mientras que las variables explicativas están relacionadas con el capital humano y características personales del individuo (estado civil, nivel educativo, experiencia laboral, antigüedad en el trabajo actual, estado de salud[13]), con las condiciones del mercado laboral regional (región de residencia), con las características del empleo actual (ocupación, rama de actividad, sector público o privado, tipo de contrato, jornada laboral y responsabilidad en el trabajo) y con el año de realización de la entrevista. Además, se incluye la variable lambda para corregir el posible sesgo de selección.

Una limitación de la utilización de datos del PHOGUE para el análisis de las diferencias salariales es que no permite prácticamente controlar por la heterogeneidad existente dentro de las discapacidades. Es conocido, por ejemplo, que los comportamientos discriminatorios (en general y no sólo en el mundo laboral) tienen mucho que ver con el hecho de que la discapacidad sea claramente visible para los demás o no (Yuker, 1988). Además, la influencia sobre la productividad de cada tipo de discapacidad puede ser también muy diferente (Baldwin y Johnson, 1995). Para España, trabajos que han mostrado la importancia de los tipos de discapacidad para entender la participación laboral de las personas con discapacidad son Malo (2004) y Dávila (2006). Dada la forma en que se recoge la información sobre discapacidad en el PHOGUE tan sólo se ha podido introducir en algunos casos una variable ficticia que recogía el hecho de que la persona con discapacidad experimentara intensas limitaciones en su actividad diaria (al igual que, por ejemplo, en OCDE, 2003), a fin de capturar la severidad de la discapacidad. Las pruebas realizadas con dicha variable tan sólo mostraron resultados significativos (al 5 por cien) en la ecuación de selección y no

13. No hay acuerdo generalizado sobre si las variables de salud deben introducirse o no simultáneamente con las de discapacidad. Johnson y Lambrinos (1987) y Baldwin y Johnson (1992 y 1994) apuntan la necesidad de incluir en la ecuación de salarios variables relacionadas con la salud del individuo para controlar diferencias en productividad, independientemente del hecho de si el individuo es discapacitado o no. La variable *"salud"* utilizada por estos autores consiste en un índice de salud obtenido a partir del número de deficiencias que tiene el individuo y su severidad. La construcción de este índice no es posible en nuestro trabajo ya que no se dispone de dicha información en el PHOGUE. En nuestro caso, la variable *"salud"* no se ha incluido en la ecuación de participación (*empleo asalariado*) debido a la existencia de posibles problemas de endogeneidad. Algunos autores como, por ejemplo, Ettner (2000) para el caso de los Estados Unidos han apuntado que la variable *"salud"* del individuo puede estar correlacionada, positiva o negativamente, con el término de error de la ecuación de participación (en nuestro caso, *ecuación de empleo asalariado*). Véase por ejemplo, el trabajo de Albert y Davia (2004) para un análisis en profundidad de la relación existente entre el estado de salud y los salarios.

en la de salarios (resultado similar al obtenido para el caso de los varones por Pagán y Marchante, 2004). Por esta razón no se incluye en las estimaciones que se presentan y comentan en las siguientes secciones.

5. ANÁLISIS DESCRIPTIVO

Según el cuadro 1, la tasa de prevalencia de discapacidad en la muestra total del PHOGUE (ciclos 1995 a 2001 para España) arroja un valor de 10 por cien atendiendo sólo a las personas con discapacidad asociada con limitaciones y al 16 por cien si incluimos las situaciones de discapacidad sin limitaciones. Estos valores están algo por encima de otras estimaciones (Malo, 2003), pero ha de tenerse en cuenta que la definición de discapacidad en el panel de hogares es algo diferente y podría estar colocando en el grupo de "discapacitados en alguna medida" a personas que mediante definiciones más rigurosas (como la de la *Encuesta de Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud*) no lo estarían. Se observa también que la tasa de prevalencia es muy semejante para ambos géneros, aunque algo superior para las mujeres considerando la discapacidad con limitaciones y prácticamente igual para la discapacidad no asociada con limitaciones. Adicionalmente, se ha comprobado que al igual que en la *Encuesta de Deficiencias, Discapacidades y Estado de Salud* (realizada en 1999), la población discapacitada en edad de trabajar se reparte casi por igual entre varones y mujeres (Malo, 2003). Sólo si se incluyera a la población de más de 64 años aparecerían claramente más mujeres que varones (con discapacidad).

Cuadro 1.
Tasas de prevalencia de discapacidad según género (en porcentaje) y salario medio mensual net por discapacidad y género.

	Var. Con discap. Y limit.	Var. Con discap. sin limit.	Var. Sin discap.	Muj. Con discap. Y limit.	Muj. Con discap. Sin limit.	Muj. Sin discap.	Todos con disc. y limit.	Todos con disc. y sin limit.
Tasa de prevalencia de la discapacidad	9,72	5,94	-	10,40	5,69	-	10,06	5,82
Salario medio mensual neto (ptas. Ctes. De 2001)	154.061	194.487	192.832	112.780	147.350	141.953		

Fuente: PHOGUE 1995-2001.

En la última fila del cuadro 1 aparece el salario medio mensual neto en pesetas constantes de 2001 para la división por género y discapacidad. Se observa que el salario medio más alto es el de los varones con discapacidad sin limitaciones (aunque es casi igual que el de los varones sin discapacidad). También para las mujeres discapacitadas sin limitaciones el salario es mayor que para el resto de mujeres. El más bajo corresponde a las mujeres con discapacidad y limitaciones.

El Cuadro A1 del apéndice ofrece las medias muestrales de las variables incluidas en la estimación de las ecuaciones de salarios para las mujeres sin y con discapacidad (y a su vez sin y con limitaciones). Se aprecia una relación positiva entre discapacidad y edad, ya que el estado de salud se deteriora con la edad, adquiriendo nuevas deficiencias y problemas de salud (Malo, 2003). Esto provoca que las mujeres con discapacidad tengan una mayor edad y acumulen una mayor experiencia laboral y antigüedad en la empresa que las mujeres sin discapacidad[14]. También se encuentra un menor nivel educativo entre las mujeres con discapacidad. Sólo un 23,8 por cien de las mujeres con discapacidad y limitaciones tienen estudios superiores en comparación con el 41 por cien alcanzado por las mujeres sin discapacidad. Algunos trabajos empíricos (Kruse,1998; Zwinkels, 2001; Malo, 2004) explican el bajo nivel educativo de las personas con discapacidad a la falta de adaptación del sistema educativo y no, como suele apuntarse popularmente, a una menor capacidad de aprendizaje[15]. También, otra de las causas apuntadas (Stern, 1989) es el hecho de que la inversión en educación puede no ser tan atractiva para estas personas debido a los menores niveles de inserción laboral y de salarios en comparación con los de las personas sin discapacidad. Además, el inferior nivel educativo de las personas con discapacidad está relacionado con el hecho de tener una mayor edad media y a que el incremento en la educación universitaria experimentado en España es un fenómeno relativamente reciente.

---

14. No obstante, hay que tener en cuenta que la variable que mide la experiencia laboral se ha obtenido como la diferencia entre la edad que tiene la mujer y la edad a la que empezó a trabajar. De este modo, se tiene la desventaja de que las mujeres con discapacidad pueden estar periodos prolongados fuera de su puesto de trabajo debido a su discapacidad, por lo que se puede estar sobrestimando sus niveles de experiencia actuales.

15. Véase el Plan de Atención Educativa a las Personas con Discapacidad del CERMI de 1999 para una exposición de las principales líneas de actuación propuestas en materia educativa en España. También, para un análisis completo sobre las políticas de integración, entre ellas las educativas, para las personas con discapacidad en España véase el trabajo del CES (2003).

6. ANÁLISIS ECONOMÉTRICO

El análisis econométrico se ha hecho siguiendo las líneas descritas en el apartado de metodología, con estimaciones distintas para varones y mujeres teniendo en cuenta las tres categorías de discapacidad (discapacidad con limitaciones, sin limitaciones y sin discapacidad). Las ecuaciones salariales se han estimado corrigiendo el sesgo de selección mediante los correspondientes modelos *probit* y siguiendo a Heckman (1979). De esta manera se mide la discriminación salarial que habría si todos decidieran trabajar, es decir, corregida de las importantes diferencias de participación entre discapacitados y no discapacitados (Dávila, 2006). Como la estimación de los *probits* es un paso intermedio para obtener las ecuaciones salariales no se incluyen por razones de espacio (si bien están disponibles para los interesados). Tampoco se incluirán las ecuaciones referidas a los varones por razones de espacio y porque nuestro interés está centrado en el análisis de las mujeres.

El cuadro 2 muestra las ecuaciones salariales para mujeres discapacitadas (con limitaciones y sin ellas) y no discapacitadas. El coeficiente estimado para el término de corrección (lambda) en la ecuación de salarios para las mujeres sin discapacidad es negativo y el único que es estadísticamente significativo[16].

Se aprecia que las mujeres sin discapacidad y las mujeres con discapacidad pero sin limitación reciben de la experiencia y de la educación rendimientos prácticamente iguales, incluso algo mayores para las segundas. Sin embargo, los rendimientos de la educación son bastante menores para las mujeres con discapacidades que limitan sus actividades diarias. La antigüedad (con el signo esperado) es significativa para las mujeres sin discapacidad y para las discapacitadas sin limitación sólo lo es el término lineal (no el cuadrático). Como ocurría con la experiencia, el rendimiento es ligeramente mayor para las discapacitadas no limitadas. Como era de esperar, el coeficiente de la variable que recoge el estar casado o tener una relación de hecho es positiva en todos los casos, pero no es significativa para las discapacitadas sin limitaciones. En ninguno de los casos el estado de salud afecta al salario. El tener una responsabilidad de supervisor o de nivel intermedio o trabajar una jornada parcial se traduce en percibir unos

16. Baldwin y Johnson (1995) obtienen este mismo resultado para la variable lambda pero con signo positivo para la muestra formada por las mujeres sin discapacidad. Nuestro signo negativo para la variable lambda indica que la covarianza entre los términos de error de la ecuación de empleo asalariado y la de salarios es negativa.

Cuadro 2.
Ecuación de salarios para las mujeres. Periodo 1995-2001.

	DISCAPACITADAS				NO DISCAPACITADAS	
	LIMITADAS		NO LIMITADAS			
	Coeficiente	t	Coeficiente	t	Coeficiente	t
Constante	6,7731	41,38	6,6710	51,54	6,9774	243,04
Experiencia	0,0097	1,58	0,0132	2,64	0,0123	8,76
Experiencia ^{2}	-0,0002	-1,71	-0,0002	-2,34	-0,0002	-6,53
Nivel educativo						
Secundarios	-0,0031	-0,04	-0,0446	-0,84	-0,0412	-3,13
Primarios	-0,0795	-0,54	-0,1439	-2,22	-0,1171	-7,37
Ocupación						
Técnicos de apoyo	-0,2239	-3,20	-0,2860	-5,64	-0,2908	-21,15
Administrativo	-0,3310	-4,24	-0,3950	-7,59	-0,3770	-30,16
Servicios y ventas	-0,5227	-7,50	-0,4784	-7,82	-0,5276	-36,69
Cualificados agricultura/pesca/industria	-0,4031	-3,41	-0,4036	-4,23	-0,5702	-27,97
Operadores/montadores	-0,3015	-2,53	-0,3546	-3,89	-0,5350	-20,90
No cualificados	-0,5314	-6,58	-0,5331	-8,59	-0,5569	-34,05
Industria						
Agricultura	-0,2335	-2,75	-0,0373	-0,30	0,0143	0,50
Industria	-0,1463	-1,91	-0,0292	-0,59	0,0513	4,15
Casada	0,1106	2,71	0,0415	1,12	0,0477	5,97
Antigüedad	0,0182	1,34	0,0253	2,68	0,0190	8,18
Antigüedad ^{2}	-0,0002	-0,39	-0,0007	-1,42	-0,0003	-2,44
Salud mala o muy mala	0,0038	0,09	-0,0539	-0,67	0,0059	0,18
Jornada completa	-0,0082	-0,15	-0,0102	-0,20	-0,1041	-8,90
Sector privado	-0,1929	-4,38	-0,2627	-7,55	-0,1995	-22,55
Supervisor/intermedio	0,0548	1,23	0,0008	0,03	0,0656	6,97
Contrato indefinido	0,1585	2,93	0,1309	3,44	0,1194	12,28
Lambda	-0,0029	-0,02	-0,0212	-0,28	-0,0512	-3,08
Nº de observaciones	403		581		9.035	
R^2 ajustado	0,588		0,660		0,612	

Fuente: PHOGUE. Años 1995-2001.
Nota: Los errores estándares han sido corregidos de la heterocedasticidad a través del método de White (1980). También se han incluido 6 variables ficticias regionales y otras tantas de las distintas olas del panel.

mayores salarios sólo para las mujeres sin discapacidad. Si la mujer (discapacitada o no) posee un contrato indefinido o trabaja en el sector público esto conlleva recibir unos mayores salarios y el tamaño de este efecto es mayor para los dos grupos de mujeres con discapacidad que para las que no tienen discapacidad.

Las descomposiciones de las diferencias salariales (que son las que permiten apreciar si existe o no discriminación) se presentan en los cuadros 3, 4 y 5, comparando distintos grupos.

En primer lugar, realizamos la descomposición salarial según discapacidad (Cuadro 3). A partir de la estimación de las ecuaciones de salarios para las mujeres sin y con discapacidad (y con y sin limitaciones) se descompone la diferencia salarial observada entre colectivos según la metodología propuesta por Reimers (1983). Según el cuadro 3, esta diferencia salarial observada (en logaritmos) se sitúa en 0,1209 a favor de las mujeres sin discapacidad frente a las que tienen discapacidades con limitaciones. Las diferencias en las características explican en torno al 44 por cien de la diferencia salarial observada, pero la mayor contribución se debe a las diferencias en los rendimientos que se obtienen de tales características (en torno al 93 por cien)[17]. Como ya se ha resaltado con anterioridad, aunque el componente *"rendimientos"*, es tradicionalmente denominado por la literatura como discriminación, pero en nuestro contexto debe ser interpretado con cautela, debido a que las características que identifican a las mismas pueden limitar realmente su productividad (Baldwin y Johnson, 1995).

En cuanto a las mujeres sin discapacidad en comparación con las discapacitadas sin limitaciones, el diferencial salarial observado se sitúa en el -0.0115 en contra de las primeras. Cuando se aplica un test de medias para comprobar si los salarios por hora medios (en logaritmos) de ambos grupos son iguales o no, los resultados muestran que no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de medias al 5% (t = -0.519), algo que contrasta con lo que sucede si se aplica este mismo test de medias al resto de comparaciones salariales realizadas, y en donde para todos los casos la hipótesis nula de igualdad de medias se rechaza al 5%. Es decir, las mujeres con discapacidad sin limitaciones no ven reducido su salario por hora medio en comparación con las mujeres sin discapacidad, ya que no estarían afectadas por el eventual sesgo de la menor productividad ligada a la discapacidad pues ésta no genera limitaciones en sus actividades diarias. En definitiva, para el caso de las mujeres este "experimento natural" gracias a la clasificación del panel de hogares nos mostraría que la

17. En este trabajo se ha optado por medir la discriminación salarial en términos relativos (tal y como suele hacerse en la gran mayoría de los trabajos publicados sobre discriminación salarial) en lugar de hacerlo en términos absolutos. En nuestro caso, la medición de la discriminación en términos relativos facilita su interpretación cuando se comparan diferencias salariales entre grupos y permite sobre todo comparar nuestros resultados con los de otros trabajos publicados en otros países y en diferentes momentos del tiempo (hay que tener en cuenta que la discriminación relativa es insensible a la unidad de medida utilizada, cosa que no ocurre con la discriminación absoluta). Véase, por ejemplo, Davis y Hubbard (1979) para una discusión sobre la medición de la discriminación para el caso de las mujeres (entre sus conclusiones, éstos apuntan que las decisiones de empleo que toman los empresarios suelen hacerlas en base a las diferencias salariales relativas en lugar de diferencias absolutas).

Cuadro 3.
Descomposición salarial según discapacidad. Periodo 1995-2001.

	Mujer sin discapacidad - Mujer con discapacidad limitada			Mujer sin discapacidad - Mujer con discapacidad no limitada		
Diferencia salarial observada (D)	**0.1209**			**-0.0115**		
d =	***0***	***1***	***POOL***	***0***	***1***	***POOL***
Características (C)	0,0535	0,0518	0,0577	-0,0557	-0,0494	-0,0560
Rendimientos (R)	0,1133	0,1150	0,1091	0,0738	0,0675	0,0740
Selección (S)	-0,0459	-0,0459	-0,0459	-0,0296	-0,0296	-0,0295
Parte atribuida a cada						
Características (C/D)	0,4425	0,4285	0,4773	4,8435	4,2957	4,8696
Rendimientos (R/D)	0,9371	0,9512	0,9024	-6,4174	-5,8696	-6,4348
Selección (S/D)	-0,3797	-0,3797	-0,3797	2,5739	2,5739	2,5652
TOTAL	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**
	Descomposición por subcomponentes (*d = 1*)					
	Características		***Rendimientos[a]***		***Características***		***Rendimientos[a]***	
	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D
Experiencia	-0,087	-72,34%	0,057	47,23%	-0,052	451,37%	-0,017	146,27%
Experiencia ^{2}	0,077	63,97%	-0,011	-8,90%	0,041	-	0,007	-56,53%
Nivel educativo								
Superiores	0,009	7,55%	0,006	4,97%	0,002	-14,08%	-0,004	33,18%
Secundarios	0,001	0,42%	-0,002	-2,01%	0,000	-3,11%	-0,001	11,64%
Primarios	0,014	11,53%	-0,007	-5,87%	0,004	-34,44%	0,007	-60,65%
Ocupación								
Directivos/ Técnicos científicos	0,032	26,32%	0,010	8,61%	-0,012	102,98%	0,014	-121,79%
Técnicos de apoyo	0,005	3,82%	0,001	0,73%	0,000	-4,24%	0,006	-54,29%
Administrativo	0,003	2,18%	0,003	2,67%	0,001	-8,54%	0,012	-102,54%
Servicios y ventas	0,001	0,88%	0,017	13,74%	-0,004	38,33%	0,002	-14,11%
Cualificados								
agricultura/pesca/industria	0,001	1,18%	-0,006	-5,14%	-0,003	29,68%	-0,004	37,37%
Operadores/montadores	0,001	0,86%	-0,006	-5,11%	0,000	-3,17%	-0,004	36,59%
No cualificados	0,026	21,65%	0,018	14,88%	0,009	-79,83%	0,008	-68,81%
Industria								
Agricultura	0,000	0,16%	0,004	3,67%	0,000	0,20%	0,000	-1,02%
Industria	0,000	0,23%	0,008	6,26%	0,001	-4,84%	0,005	-45,87%
Servicios	0,000	-0,30%	-0,119	-98,43%	0,000	-4,16%	-0,037	321,55%
Casada	-0,002	-1,51%	-0,039	-32,18%	0,002	-18,34%	0,003	-28,92%
Antigüedad	-0,036	-29,56%	0,007	5,72%	-0,023	196,77%	-0,048	418,56%
Antigüedad ^{2}	0,010	8,06%	-0,002	-1,79%	0,006	-51,52%	0,044	-381,07%
Salud malo o muy mala	-0,002	-1,64%	0,001	0,58%	0,000	2,97%	0,004	-34,85%
Jornada completa	-0,002	-1,89%	-0,081	-67,08%	0,001	-10,36%	-0,083	718,19%
Sector privado	-0,003	-2,65%	-0,004	-3,71%	-0,010	90,29%	0,041	-357,04%
Supervisor/intermedio	0,000	0,12%	0,002	1,62%	-0,002	15,23%	0,014	-118,32%
Contrato indefinido	-0,002	-1,32%	-0,025	-20,28%	-0,005	44,75%	-0,008	65,69%
Región + Años	0,005	5,14%	-0,002	-0,97%	-0,006	46,86%	-0,011	91,08%
Constante	-	-	0,285	235,86%	-	-	0,117	1020,86%
TOTAL	**0,052**	**42,85%**	**0,115**	**95,12%**	**-0,049**	**429,57%**	**0,067**	**-586,96%**
	Descomposición del término de selección (*d* = 1)							
	C	*R*	*S*	*TOTAL*	*C*	*R*	*S*	*TOTAL*
Descomposición 1 =	0,0518	0,1150	-0,0459	0,1209	-0,0494	0,0675	-0,0296	-0,0115
Descomposición 2=	0,0116	0,1092	-	0,1209	-0,0593	0,0478	-	-0,0115
Descomposición 3 =	0,0819	0,0390	-	0,1209	-0,0300	0,0185	-	-0,0115
Descomposición 4 =	0,0819	0,1092	-0,0703	0,1209	-0,0300	0,0478	-0,0293	-0,0115
	C/D	*R/D*	*S/D*	*TOTAL*	*C/D*	*R/D*	*S/D*	*TOTAL*
Descomposición 1 =	0,429	0,951	-0,380	1,000	4,285	-5,851	2,566	1,000
Descomposición 2=	0,096	0,904	-	1,000	5,144	-4,144	-	1,000
Descomposición 3 =	0,677	0,323	-	1,000	2,604	-1,604	-	1,000
Descomposición 4 =	0,677	0,904	-0,582	1,000	2,604	-4,144	2,540	1,000

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del PHOGUE. Años 1995-2001.

Nota: [a] Para la descomposición del componente *"Rendimientos"* se ha utilizado la metodología propuesta por Gardeazabal y Ugidos (2004).

Si $(\hat{c}_N\bar{x}_N - \hat{c}_D\bar{x}_D) = \hat{c}_N(\bar{\lambda}_D^0 - \bar{x}_D) + \hat{c}_N(\bar{x}_N - \bar{\lambda}_D^0) + (\hat{c}_N - \hat{c}_D)\bar{x}_D = Z_1 + Z_2 + Z_3$, entonces: **Descomposición 1:** Ecuación [2]. **Descomposición 2:** Z_1 se incluye en los *"rendimientos"* y Z_2 + Z_3 en las *"características"*. **Descomposición 3:** Z_1 + Z_3 se incluye en los *"rendimientos"* y Z_2 en las *"características"*. **Descomposición 4:** Z1 se incluye en los *"rendimientos"* y Z_2 en las *"características"*.

habitual diferencia salarial atribuida a la discriminación contra las personas con discapacidad estaría más bien relacionada con la menor productividad asociada a las limitaciones sobre las actividades que puede realizar el individuo, con lo que en términos estrictos de la descomposición de Oaxaca no sería discriminación[18].

En la parte inferior del cuadro 3 se descomponen los componentes *"características"* y *"rendimientos"* en subcomponentes cuando d es igual a 1 (en el segundo caso siguiendo la metodología propuesta por Gardeazábal y Ugidos, 2004)[19]. Debido a que la diferencia salarial observada es estadísticamente igual a cero entre las mujeres con discapacidad y las mujeres con discapacidad sin limitaciones, solamente se comentan los resultados obtenidos al comparar las mujeres sin discapacidad con las que tienen discapacidad limitada. Los subcomponentes de las *"características"* que más contribuyen a aumentar la diferencia salarial observada entre ambos colectivos son las ocupaciones, en especial los directivos (26,32%) y los no cualificados (21,65%) y el nivel educativo, sobre todo el primario (11,53%). En cambio, las diferencias observadas en la experiencia laboral (-72,34%) son las que más contribuyen a reducir el diferencial salarial observado. Estos resultados están en línea con los obtenidos en otros trabajos internacionales para las mujeres con discapacidad como Baldwin y Johnson (1995) así como los obtenidos por Pagán y Marchante (2004) para el caso de los varones en España. Las diferencias en los rendimientos de las variables que miden el nivel educativo, más que nada tener estudios primarios (-5,87%) y el término cuadrático de la experiencia (-8,9%) son las que más contribuyen a reducir el diferencial salarial, mientras que la experiencia laboral (47,23%) y las ocupaciones, sobre todo servicios y ventas (13,74%) y no cualificados (14,88%), lo hacen en sentido contrario[20]. También, en el

18. Se ha realizado la misma estimación para los varones, encontrándose un resultado semejante. Existe una ventaja a favor de los varones discapacitados sin limitaciones, pero la diferencia salarial es muy pequeña como para considerarla estadísticamente significativa y económicamente relevante. Estas estimaciones no se incluyen aquí pero están a disposición de los interesados.

19. Si un subcomponente presenta un signo positivo (negativo) significa que esa diferencia en ese subcomponente contribuye a aumentar (disminuir) las diferencias salariales entre las mujeres sin y con discapacidad.

20. Para descomponer el componente *"rendimientos"* se ha utilizado la metodología propuesta por Gardeazabal y Ugidos (2004) y basada en el establecimiento de restricciones sobre los coeficientes estimados para cada grupo de variables ficticias, permitiendo así identificar la *contribución real* de todas las variables ficticias a las diferencias en los rendimientos, incluyendo aquellas que han sido utilizadas como categorías de referencia. Aplicando esta metodología se evita la debilidad apuntada por Oaxaca y Ransom (1994) sobre la escasa utilidad que tiene la descomposición de las diferencias en los rendimientos debido a que la contribución de cada subcomponente depende de cuáles hayan sido las variables ficticias utilizadas como categorías de referencia en la estimación.

cuadro 3 se muestra la descomposición del término de selección (cuando d es igual a 1) según las distintas propuestas realizadas por Neuman y Oaxaca (2004) y comentadas anteriormente en la metodología. Como puede observarse, si bien las diferencias en las características explican el 42,9% de la diferencia salarial observada cuando utilizamos la ecuación [2] (Descomposición 1), hay que tener en cuenta que dicho porcentaje baja al 9,6% si se utiliza la descomposición 2 y sube al 67,7% si se utiliza la descomposición 3 y 4. En cuanto al componente *"rendimientos"*, éste cae de manera significativa (al 32,3%) cuando se utiliza la descomposición 3.

Otro aspecto de especial interés es el análisis de la discriminación salarial de género hacia las mujeres con discapacidad (Cuadro 4). Este análisis nos permite tratar la llamada doble discriminación salarial hacia la mujer con discapacidad. Además, parece existir la presunción generalizada de que la discriminación salarial de género es mucho más intensa para el colectivo formado por las mujeres con discapacidad que para el resto de mujeres. Para comprobar esta hipótesis se han replicado las estimaciones de las ecuaciones salariales (corregidas) para dos colectivos posibles de comparación: varones con discapacidad (con limitaciones y sin ellas) y varones sin discapacidad[21].

El cuadro 4 muestra las diferencias salariales en primer lugar entre varones y mujeres con discapacidad asociada con limitaciones de las actividades diarias. La diferencia salarial observada (en logaritmos) entre los varones con discapacidad y las mujeres con discapacidad es 0,0658, es decir, aproximadamente la mitad de la diferencia salarial anteriormente estimada entre las mujeres sin y con discapacidad asociada con limitaciones (0,1209). Las diferencias en las características reducen este diferencial en torno a un 130 por cien, mientras que las diferencias en los rendimientos (discriminación atribuible a la diferencia de género) la aumentan alrededor de un 180 por cien. Para los varones y mujeres con discapacidad no limitada los resultados van en la misma línea aunque el tamaño de la diferencia salarial observada es el doble (0,1289) y el tamaño de la discriminación por género estaría alrededor del 130 por cien. Así pues, la discriminación contra las mujeres es más intensa cuando las discapacidades generan limitaciones en la vida diaria. Finalmente, si

21. Aunque, por motivos de brevedad no se muestran las ecuaciones estimadas de empleo asalariado y las de salarios para los varones sin y con discapacidad (limitada y no limitada), todos los resultados obtenidos se encuentran a disposición por parte de los autores.

se compara con lo que sucede con varones y mujeres sin discapacidad, y a pesar de que la aplicación de un test de medias permite afirmar que la diferencia salarial observada para esta comparación (0,1196) es estadísticamente igual a la obtenida para el caso anterior (0,1289), la discriminación por género es menor aún, en torno al 100[22]. Se confirma, pues, que la discriminación por género es mayor para las mujeres con discapacidad y más aún si ésta genera limitaciones en las actividades diarias. Este resultado no es general en la literatura internacional. Baldwin y Johnson (1995) obtienen para una muestra de mujeres con discapacidad en Estados Unidos para el año 1984 que la contribución del componente *"rendimientos"* en la diferencia salarial observada entre los varones y mujeres sin discapacidad del 88,51 por cien, mientras que para los varones y mujeres con discapacidad este porcentaje se sitúa en el 48,15 por cien, es decir, la discriminación por género no sería más intensa para las personas con discapacidad sino al contrario.

En cuanto a la descomposición por subcomponentes de la diferencia salarial observada muestra que los años de experiencia laboral son para las tres comparaciones la variables más relevante (aunque presenta porcentajes bien distintos en las tres) para aumentar las diferencias en las características, mientras que las ocupaciones de directivos y trabajadores cualificados la reducen en los tres casos (y la jornada completa la reduce de forma muy importante al comparar varones y mujeres con discapacidad y limitaciones). Las mujeres obtienen en los tres casos unos inferiores rendimientos de los años de experiencia laboral (aunque la diferencia es pequeña para la comparación entre individuos sin discapacidad). Variables relevantes en el caso de los rendimientos pero con signos distintos en las tres comparaciones son la antigüedad, estar casada y tener jornada completa. La descomposición del término de selección únicamente altera de manera significativa el peso del componente *"características"* cuando comparamos los varones sin discapacidad y las mujeres sin discapacidad. En concreto, la contribución de este componente pasa a ser positiva (19%) cuando se utiliza la descomposición 2, en comparación con el signo negativo obtenido en las otras tres descomposiciones.

---

22. Los resultados obtenidos al estimar las diferencias salariales entre los varones y mujeres sin discapacidad y mostrados en el cuadro 4 están en línea con los obtenidos por otros trabajos como, por ejemplo, De la Rica y Ugidos (1995) para España y Beblo e*t al.* (2003) para un conjunto de países europeos, entre ellos España, y con la misma base de datos utilizada en este trabajo (PHOGUE) pero para el año 1998.

Cuadro 4 .
Descomposición salarial según género. Periodo 1995-2001.

	Varón con discapacidad limitada - Mujer con discapacidad limitada			Varón con discapacidad no limitada - Mujer con discapacidad no limitada			Varón sin discapacidad - Mujer sin discapacidad		
Diferencia salarial observada (D)	**0.0658**			**0.1289**			**0.1196**		
d =	***0***	***1***	***POOL***	***0***	***1***	***POOL***	***0***	***1***	***POOL***
Características (C)	-0,1038	-0,0677	-0,0931	-0,0706	-0,0027	-0,0586	-0,0603	-0,0113	-0,0575
Rendimientos (R)	0,1476	0,1115	0,1369	0,1936	0,1257	0,1816	0,1420	0,0930	0,1392
Selección (S)	0,0220	0,0220	0,0220	0,0059	0,0059	0,0059	0,0379	0,0379	0,0379
Parte atribuida a cada									
Características (C/D)	-1,5775	-1,0289	-1,4149	-0,5477	-0,0209	-0,4546	-0,5042	-0,0945	-0,4808
Rendimientos (R/D)	2,2432	1,6945	2,0805	1,5019	0,9752	1,4088	1,1873	0,7776	1,1639
Selección (S/D)	0,3343	0,3343	0,3343	0,0458	0,0458	0,0458	0,3169	0,3169	0,3169
TOTAL	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**
	Descomposición por subcomponentes *(d = 1)*								
	Características		***Rendimientos[(a)]***		***Características***		***Rendimientos[(a)]***		***Características***		***Rendimientos[(a)]***	
	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D
Experiencia	0,098	148,96%	0,148	225,21%	0,078	60,43%	0,020	15,29%	0,059	49,41%	0,004	3,12%
Experiencia [2]	-0,067	-102,34%	-0,017	-25,40%	-0,056	-43,60%	0,019	14,59%	-0,039	-32,65%	0,009	7,91%
Nivel educativo												
Superiores	-0,012	-18,69%	0,014	20,71%	-0,013	-10,45%	0,014	11,20%	-0,011	-9,57%	0,012	9,65%
Secundarios	0,002	2,80%	-0,011	-17,19%	0,000	0,35%	-0,008	-6,13%	0,000	-0,23%	0,000	-0,38%
Primarios	-0,010	-14,73%	0,002	2,42%	-0,012	-9,61%	0,001	0,43%	-0,015	-12,82%	-0,009	-7,80%
Ocupación												
Directivos/ Técnicos científicos	-0,030	-45,78%	0,007	10,36%	-0,034	-26,61%	-0,012	-9,24%	-0,024	-20,04%	-0,020	-16,74%
Técnicos de apoyo	-0,004	-6,14%	0,001	1,55%	-0,001	-0,74%	0,007	5,23%	-0,001	-0,82%	-0,005	-4,43%
Administrativo	0,000	-0,51%	0,001	1,34%	-0,005	-3,50%	0,016	12,66%	-0,003	-2,63%	-0,001	-0,52%
Servicios y ventas	0,022	32,72%	-0,001	-1,36%	0,010	7,84%	-0,001	-0,50%	0,012	9,88%	0,002	1,88%
Cualificados agricultura/pesca/industria	-0,038	-57,00%	-0,003	-5,29%	-0,036	-27,95%	-0,004	-2,79%	-0,021	-17,70%	0,004	3,52%

Operadores/montadores	-0,003	-4,70%	-0,003	-4,07%	-0,013	-10,00%	-0,004	-2,84%	-0,010	-8,49%	0,001	0,92%
No cualificados	0,018	28,06%	0,017	26,00%	0,009	6,85%	0,020	15,63%	0,003	2,91%	0,005	3,79%
Industria												
Agricultura	-0,012	-17,70%	-0,004	-6,64%	-0,004	-3,17%	-0,003	-2,20%	-0,003	-2,77%	-0,002	-1,83%
Industria	0,048	72,19%	0,027	41,77%	0,042	32,88%	0,022	17,05%	0,032	26,37%	0,013	11,26%
Servicios	-0,016	-24,78%	-0,065	-98,41%	-0,017	-12,86%	0,026	20,07%	-0,004	-3,74%	0,030	24,88%
Casada	0,000	0,26%	-0,068	-102,94%	0,020	15,42%	0,025	19,45%	0,009	7,92%	0,019	15,68%
Antigüedad	-0,010	-14,84%	0,082	124,20%	0,025	19,23%	-0,072	-56,10%	0,011	9,15%	-0,070	-58,88%
Antigüedad [2]	0,003	4,07%	-0,074	-112,83%	-0,001	-0,56%	0,070	54,54%	0,007	5,61%	0,045	37,90%
Salud mala o muy mala	0,002	2,36%	-0,016	-25,02%	0,001	0,78%	0,000	0,11%	0,000	0,11%	-0,001	-0,75%
Jornada completa	-0,027	-41,07%	-0,191	-289,61%	0,013	10,14%	0,120	92,89%	-0,007	-5,74%	0,037	31,32%
Sector privado	-0,026	-39,45%	0,008	11,90%	-0,016	-12,58%	0,083	64,41%	-0,013	-10,60%	0,046	38,54%
Supervisor/intermedio	0,002	3,28%	0,009	13,85%	0,013	9,80%	0,023	17,75%	0,011	9,53%	0,008	6,69%
Contrato indefinido	-0,001	-1,49%	-0,060	-91,54%	0,004	2,72%	-0,049	-38,04%	0,005	4,37%	-0,013	-10,48%
Región + Años	-0,007	-8,40%	0,009	13,10%	-0,011	-6,90%	-0,006	-3,85%	-0,007	-6,85%	0,006	5,76%
Constante	-	-	0,301	457,32%	-	-	-0,183	142,06%	-	-	-0,028	-23,30%
TOTAL	**-0,068**	**-102,89%**	**0,112**	**169,45%**	**0,003**	**-2,09%**	**0,126**	**97,52%**	**-0,011**	**-9,45%**	**0,093**	**77,76%**
	Descomposición del término de selección (*d* = 1)											
	C	*R*	*S*	*TOTAL*	*C*	*R*	*S*	*TOTAL*	*C*	*R*	*S*	*TOTAL*
Descomposición 1 =	-0,0677	0,1115	0,0220	**0,0658**	-0,0027	0,1257	0,0059	**0,1289**	-0,0112	0,0930	0,0379	**0,1196**
Descomposición 2=	-0,0464	0,1122	-	**0,0658**	0,0005	0,1284	-	**0,1289**	0,0227	0,0969	-	**0,1196**
Descomposición 3 =	-0,0717	0,1375	-	**0,0658**	0,0003	0,1286	-	**0,1289**	-0,0091	0,1288	-	**0,1196**
Descomposición 4 =	-0,0717	0,1122	0,0253	**0,0658**	0,0003	0,1284	0,0002	**0,1289**	-0,0091	0,0969	0,0318	**0,1196**
	C/D	*R/D*	*S/D*	*TOTAL*	*C/D*	*R/D*	*S/D*	*TOTAL*	*C/D*	*R/D*	*S/D*	*TOTAL*
Descomposición 1 =	-1,029	1,695	0,335	**1,000**	-0,021	0,975	0,046	**1,000**	-0,094	0,777	0,317	**1,000**
Descomposición 2=	-0,706	1,706	-	**1,000**	0,004	0,996	-	**1,000**	0,190	0,810	-	**1,000**
Descomposición 3 =	-1,090	2,090	-	**1,000**	0,002	0,998	-	**1,000**	-0,076	1,076	-	**1,000**
Descomposición 4 =	-1,090	1,706	0,384	**1,000**	0,002	0,996	0,002	**1,000**	-0,076	0,810	0,266	**1,000**

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del PHOGUE. Años 1995-2001.
Nota: (a) Véase nota cuadro 3.

A partir de la comparación salarial entre los varones sin discapacidad y las mujeres con discapacidad (con y sin limitaciones de las actividades diarias) se analizan los efectos acumulativos en los salarios de la discriminación salarial por discapacidad y género (Cuadro 5)[23], que es otro aspecto de la hipótesis de la doble discriminación. El diferencial salarial observado entre los colectivos mencionados antes se sitúa en 0,2405 y 0,1081 (respectivamente). En torno al 90 por cien de la diferencia salarial observada es atribuible a los rendimientos cuando se comparan los varones sin discapacidad con las mujeres con discapacidad que presentan limitación de actividades y en torno al 160 por cien cuando se compara a esos mismos varones con las mujeres con discapacidad y sin limitaciones. En el primer caso las características contribuyen de manera positiva a la diferencia salarial observada y el sesgo de selección de forma negativa (pero relativamente en una proporción pequeña en torno al 3 por cien). En el segundo caso, las características disminuyen la diferencia salarial observada en torno a un 70 por cien, mientras que el sesgo de selección realiza una aportación positiva algo por encima del 7 por cien. Así pues, cuando se consideran simultáneamente la descomposición por sexo y discapacidad, es como si las mujeres con discapacidad que no experimentan limitaciones perdieran toda *"su ventaja"*, acabando con una diferencia debida a rendimientos superior que la que tienen las mujeres discapacitadas con limitaciones en sus actividades diarias. Para las mujeres con discapacidad y limitaciones la parte de la diferencia salarial atribuible a rendimientos es algo menor a la obtenida para la discapacidad (en torno al 93 por cien) y muy inferior a la obtenida para el género (alrededor del 180 por cien). En definitiva, la *"acumulación de males"* a la que alude la hipótesis de la doble discriminación sólo parece darse para las mujeres con discapacidad sin limitaciones, precisamente aquéllas para las que hemos visto antes que no había discriminación por discapacidad debido a que el diferencial salarial con las mujeres sin discapacidad no era estadísticamente distinto de cero.

El panel inferior del cuadro 5 presenta la aportación de las variables a los subcomponentes de características y rendimientos. Las principales variables que afectan positiva y negativamente a dichos subcomponentes son semejantes a las de cuadros anteriores. También, la

23. Aunque en este trabajo no se comparan directamente las diferencias salariales entre los varones sin y con discapacidad, se han calculado tales diferencias y los resultados obtenidos son muy similares a los obtenidos con anterioridad por Pagán y Marchante (2004).

Cuadro 5.
Descomposición salarial según discapacidad y género. Periodo 1995-2001.

	Varón sin discapacidad - Mujer con discapacidad limitada			Varón sin discapacidad - Mujer con discapacidad no limitada		
Diferencia salarial observada (D)	**0.2405**			**0.1081**		
d =	***0***	***1***	***POOL***	***0***	***1***	***POOL***
Características (C)	0,0048	0,0712	0,0102	-0,0983	-0,0552	-0,0918
Rendimientos (R)	0,2438	0,1774	0,2384	0,1981	0,1550	0,1916
Selección (S)	-0,0081	-0,0081	-0,0081	0,0083	0,0083	0,0083
Parte atribuida a cada						
Características (C/D)	0,0200	0,2960	0,0424	-0,9093	-0,5106	-0,8492
Rendimientos (R/D)	1,0137	0,7376	0,9913	1,8326	1,4339	1,7724
Selección (S/D)	-0,0337	-0,0337	-0,0337	0,0768	0,0768	0,0768
TOTAL	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**	**1,0000**
	Descomposición por subcomponentes (*d = 1*)					
	Características		***Rendimientos(a)***		***Características***		***Rendimientos(a)***	
	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D	C_i	C_i/D	R_i	R_i/D
Experiencia	-0,030	-12,53%	0,063	26,03%	0,006	5,67%	-0,012	-11,14%
Experiencia ^{2}	0,029	12,10%	0,008	3,28%	-0,003	-3,01%	0,021	19,23%
Nivel educativo								
Superiores	0,003	1,05%	0,013	5,28%	-0,009	-8,29%	0,007	6,35%
Secundarios	0,000	0,06%	-0,003	-1,16%	0,000	0,03%	-0,002	-1,60%
Primarios	0,004	1,77%	-0,022	-9,18%	-0,010	-9,03%	-0,004	-3,66%
Ocupación								
Directivos/ Técnicos científicos	0,000	0,20%	-0,002	-0,93%	-0,033	-30,60%	-0,009	-8,09%
Técnicos de apoyo	0,002	0,80%	-0,003	-1,12%	-0,001	-0,63%	0,001	1,04%
Administrativo	-0,001	-0,33%	0,003	1,20%	-0,002	-2,09%	0,011	10,43%
Servicios y ventas	0,013	5,32%	0,019	7,88%	0,008	7,20%	0,003	3,23%
Cualificados agricultura/pesca/industria	-0,020	-8,46%	-0,001	-0,58%	-0,023	-21,39%	-0,002	-1,43%
Operadores/montadores	-0,009	-3,91%	-0,005	-2,00%	-0,010	-9,15%	-0,003	-2,78%
No cualificados	0,025	10,36%	0,027	11,34%	0,011	10,18%	0,014	13,05%
Industria								
Agricultura	0,000	0,00%	-0,001	-0,36%	-0,004	-3,41%	-0,002	-1,59%
Industria	0,033	13,56%	0,020	8,41%	0,034	31,13%	0,017	15,89%
Servicios	-0,004	-1,76%	-0,090	-37,36%	-0,005	-4,43%	-0,006	-5,94%
Casada	0,006	2,66%	-0,019	-7,86%	0,013	12,04%	0,021	19,10%
Antigüedad	-0,004	-1,73%	-0,084	-34,99%	0,001	1,28%	-0,132	121,77%
Antigüedad 2	-0,003	-1,10%	0,062	25,89%	0,001	0,95%	0,101	93,21%
Salud mala o muy mala	0,033	13,58%	-0,035	-14,43%	0,006	5,30%	-0,003	-2,62%
Jornada completa	-0,008	-3,41%	-0,045	-18,54%	-0,006	-5,70%	-0,045	-41,29%
Sector privado	-0,015	-6,16%	0,041	16,86%	-0,020	-18,16%	0,084	77,46%
Supervisor/intermedio	0,012	4,84%	0,010	4,10%	0,008	7,84%	0,023	21,07%
Contrato indefinido	0,004	1,62%	-0,037	-15,52%	0,001	0,88%	-0,021	-19,39%
Región + Años	0,002	1,03%	0,003	0,54%	-0,021	-17,72%	0,002	1,84%
Constante	-	-	0,257	106,98%	-	-	0,090	82,83%
TOTAL	**0,071**	**29,60%**	**0,177**	**73,76%**	**-0,055**	**-0,5106**	**0,155**	**43,39%**
	Descomposición del término de selección (d = 1)							
	C	*R*	*S*	*TOTAL*	*C*	*R*	*S*	*TOTAL*
Descomposición 1 =	0,0711	0,1774	0,0081	0,2405	-0,0552	0,1550	0,0083	0,1081
Descomposición 2=	0,0522	0,1883	-	0,2405	-0,0502	0,1583	-	0,1081
Descomposición 3 =	0,0752	0,1653	-	0,2405	-0,0525	0,1606	-	0,1081
Descomposición 4 =	0,0752	0,1883	-0,0231	0,2405	-0,0525	0,1583	0,0023	0,1081
	C/D	*R/D*	*S/D*	*TOTAL*	*C/D*	*R/D*	*S/D*	*TOTAL*
Descomposición 1 =	0,296	0,738	-0,034	1,000	-0,511	1,434	0,077	1,000
Descomposición 2=	0,217	0,783	-	1,000	-0,464	1,464	-	1,000
Descomposición 3 =	0,313	0,687	-	1,000	-0,486	1,486	-	1,000
Descomposición 4 =	0,313	0,783	-0,096	1,000	-0,486	1,464	0,022	1,000

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del PHOGUE. Años 1995-2001.
Nota: (a) Véase nota cuadro 3.

descomposición del término de selección en cada comparación arroja resultados muy similares en cada una de las diferentes descomposiciones realizadas[24].

Por último, el análisis de la discriminación salarial hacia las mujeres con discapacidad se completa con la estimación de los efectos que tiene sobre el empleo la existencia de la discriminación salarial, a través de la metodología propuesta por Baldwin y Johnson (1992) y aplicada en otros trabajos como, por ejemplo, Baldwin y Johnson (1995 y 2000) y Kidd *et al.* (2000). Dado que la discriminación salarial por discapacidad sólo la hemos detectado para las mujeres con discapacidades asociadas con limitaciones, el siguiente análisis se lleva a cabo sólo con las mujeres con discapacitada limitada (es decir, D = D_1). Esta metodología se basa en las tres etapas siguientes. En una primera etapa se utilizan los coeficientes estimados en la ecuación de empleo asalariado ($\hat{\gamma}_D$) y los valores medios de las variables explicativas ($\overline{Y_D}$) para predecir la probabilidad de que una mujer con discapacidad (D) sea asalariada (π_D) a través de la siguiente expresión:

$$\pi_D = \Phi\left[\frac{\hat{\gamma}_D}{\sigma_{uD}}\overline{Y_D}\right] \tag{4}$$

donde $\frac{\hat{\gamma}_D}{\sigma_{uD}}\overline{Y_D}$ representa la diferencia ajustada entre los salarios ofrecidos y los de reserva (ambos en logaritmos) de la mujer media con discapacidad y Φ es la función de distribución de una normal (0,1).

En segundo lugar, se estima la probabilidad de ser asalariado en ausencia de discriminación (π^*_D), corrigiendo la diferencia ajustada entre los salarios ofrecidos y los de reserva, $\frac{\hat{\gamma}_D}{\sigma_{uD}}\overline{Y_D}$,el efecto de la discriminación en los salarios ofrecidos. Si se considera que la estructu-

24. A través de la utilización de un test de medias es posible ordenar estadísticamente todas las diferencias salariales observadas y mostradas en los cuadros 3, 4 y 5. Aplicando dicho test, el ranking estaría encabezado por la diferencia salarial observada entre varones sin discapacidad y mujeres con discapacidad limitada (0,2405). Luego le seguirían un grupo formado por cuatro diferencias salariales que estadísticamente sería iguales, concretamente: varón con discapacidad limitada-mujer con discapacidad limitada (0,1289), mujer sin discapacidad- mujer con discapacidad limitada (0,1209), varón sin discapacidad-mujer sin discapacidad (0.1196) y varón sin discapacidad-mujer con discapacidad no limitada (0,1081). En los escalones últimos del ranking se encuentran las diferencias salariales entre los varones con discapacidad limitada y las mujeres con discapacidad limitada (0,0658) y las mujeres sin discapacidad y mujeres con discapacidad no limitada (y en donde el diferencial salarial es estadísticamente igual a cero).

ra salarial no discriminatoria es la de la mujer sin discapacidad (N), el salario ofrecido (en logaritmos) no discriminatorio para las mujeres con discapacidad (D) puede calcularse como:

$$Ln\overline{W}_D^{O*} = \overline{X}'_D \hat{\beta}_N \tag{5}$$

y así obtener π^*_D como:

$$\pi^*_D = \Phi\left[\frac{\hat{\gamma}_D}{\sigma_{uD}}\overline{Y_D} - \left(\frac{Ln\overline{W}_D^{O*} - Ln\overline{W}_D^{O}}{\sigma_{uD}}\right)\right] \tag{6}$$

donde $Ln\overline{W}_D^{O*}$ y $Ln\overline{W}_D^{O}$ son el salario ofrecido no discriminatorio y discriminatorio, respectivamente. Y en tercer lugar, se estima el número de empleos perdidos (E_D) debido a la discriminación salarial, multiplicando la diferencia entre las probabilidades de ser asalariado en la ausencia y presencia de discriminación salarial por la población total de mujeres con discapacidad en España (N_D). Es decir:

$$E_D = (\pi^*_D - \pi_D)\, N_D \tag{7}$$

Según el cuadro 6, una mujer media con discapacidad y limitaciones tiene una probabilidad estimada de ser asalariada en presencia de discriminación salarial de 7,31%, inferior a la que tendría en comparación con los varones con discapacidad y limitaciones (8,77%), con las mujeres sin discapacidad (8,82%) o con los varones sin discapacidad (9,74%)25. La reducción en 1,46 puntos porcentuales (respectivamente 1,51 y 2,43) en la probabilidad de que una mujer con discapacidad sea asalariada debido a la discriminación salarial se ve traducida en una pérdida de 9.490 empleos (9807 y 15.730 respectivamente).

La cifra de empleos perdidos (9.490) es inferior pero similar a la obtenida cuando se utiliza como grupo de comparación a las mujeres sin discapacidad (9.807 empleos). Sin embargo, el mayor número de empleos perdidos, un total de 15.730, se obtiene cuando se comparan a las mujeres con discapacidad con los varones sin discapacidad (es decir, cuando existen diferencias por género y discapacidad), debido al significativo incremento de la probabilidad estimada de ser asalariada en ausencia de discriminación, la cual sube hasta 9,74 por cien. Los 15.730 empleos perdidos son casi la suma de los empleos perdidos

Cuadro 6.
Efectos sobre el empleo de la discriminación salarial entre las mujeres con discapacidad limitada y diferentes grupos de comparación.

	Varones con discapacidad limitada	Mujeres sin discapacidad	Varones sin discapacidad
Probabilidad estimada de ser asalariada en presencia de discriminación salarial (π_D)	7,31%	7,31%	7,31%
Probabilidad estimada de ser asalariada en ausencia de discriminación salarial (π_D*)	8,77%	8,82%	9,74%
Diferencia de probabilidades (π_D*- π_D)	1,46	1,51	2,43
Empleos perdidos debido a la discriminación salarial existente $E_D = (\pi_D^* - \pi_D)\ N_D$ [(a)]	**9.490**	**9.807**	**15.730**

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos del PHOGUE. Años 1995-2001.

Notas: [(a)] N_D = 648.000 = número total de mujeres con discapacidad en España según la la *"Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud"* elaborada por el Instituto Nacional de Estadística para el año 1.999.

estimados cuando el grupo de comparación son las mujeres sin discapacidad (9.807) y los varones con discapacidad y limitaciones (9.490). Aunque esta cifra en valores absolutos es pequeña, la existencia de discriminación salarial por razón de género y discapacidad supone una pérdida importante y significativa en los niveles de empleo asalariado de las mujeres con discapacidad (2,4 por cien). A nivel internacional estos efectos sobre el empleo también son relativamente pequeños. En trabajos como los de Baldwin y Johnson (1995 y 2000) y Kidd *et al.* (2000), los resultados muestran que los efectos en términos de empleo de la discriminación salarial están en el mismo rango, tanto para los varones como para las mujeres. Estos resultados son especialmente relevantes desde un punto de vista de política pública ya que a través de las medidas y actuaciones dirigidas a luchar y eliminar cualquier tipo de discriminación salarial por razón de género y discapacidad es posible conseguir que un mayor número de mujeres con discapacidad puedan acceder al mercado de trabajo y poder conseguir un empleo asalariado, pero tampoco cabe esperar que esta sea la principal vía para aumentar el empleo de este colectivo.

7. CONCLUSIONES

En este artículo se ha afrontado el objetivo de estimar las diferencias salariales por discapacidad y por género con datos del panel de hoga-

res de España (ciclos 1995-2001) a fin de conocer si se cumple la hipótesis de la doble discriminación en el mercado laboral español. Según esta hipótesis se suele asumir que las mujeres con discapacidad sufren discriminación tanto por ser mujeres como por tener alguna discapacidad.

La constatación a nivel internacional de una diferencia salarial en contra de las personas con discapacidad siempre es posible que contenga un componente no discriminatorio, pues la discapacidad puede por sí misma generar una menor productividad muy difícil de captar mediante otras variables, por lo que hay que proceder con cautela a la hora de atribuir a la discriminación la diferencia salarial debida a rendimientos según el método de Oaxaca-Blinder o sus variantes. El panel de hogares proporciona una especie de experimento natural para eliminar dicho impacto sobre la productividad al permitir la comparación entre personas con discapacidad que genera limitaciones de la actividad diaria y personas con alguna discapacidad sin que se tenga ese tipo de limitaciones. La razón es que este último grupo no ve mermada su productividad, por lo que la diferencia con el otro grupo sólo puede deberse a la eventual existencia de discriminación por discapacidad. Nuestros resultados muestran que para las mujeres discapacitadas que no experimentan limitaciones no existiría discriminación por discapacidad, ya que reciben unos salarios medios estadísticamente iguales a aquellos percibidos por las mujeres sin discapacidad.

¿Puede entonces afirmarse que en España sólo habría discriminación por género y no por discapacidad? ¿Cierra esto la puerta a la doble discriminación? El resto de resultados muestra que no. Por un lado, encontramos que la discriminación por género es mayor para las mujeres con discapacidad, especialmente para las discapacitadas que experimentan limitaciones en su vida diaria. Adicionalmente, cuando se consideran simultáneamente las diferencias por género y discapacidad son precisamente las mujeres con discapacidad y sin limitaciones las más perjudicadas, en el sentido de que son las que experimentan una mayor discriminación, situación tanto más grave si tenemos en cuenta el resultado ya comentado de que estas mujeres, *ceteris paribus*, tendrían la misma productividad que las mujeres sin discapacidad. No es este el caso de las mujeres discapacitadas con limitaciones pues la discriminación conjunta que sufren por género y discapacidad es menor que la que sufrirían considerando género y discapacidad por separado. En suma, no tendríamos un cumplimien-

to *puro* de la hipótesis de la doble discriminación en el mercado de trabajo español, aunque al considerar simultáneamente la discapacidad y el género, ciertas discapacitadas (las que no experimentan limitaciones en su vida diaria por su discapacidad) experimentan una mayor discriminación salarial que considerando ambas características por separado, mientras que para otras (las discapacitadas con limitaciones) sería menor que considerando discapacidad y género por separado.

Los resultados obtenidos en este trabajo tienen implicaciones para la política laboral. La información del PHOGUE muestra que lo más relevante detrás de la diferencia salarial por discapacidad serían las diferencias en productividad achacables a la discapacidad, lo cual pone sobre la mesa la oportunidad del desarrollo de medidas que aumenten la productividad de las personas con discapacidad, tales como la adaptación de los puestos de trabajo, y la provisión de ayudas técnicas y personales (tal y como recomiendan instituciones como, por ejemplo, el Consejo de Europa en el "Plan de Acción de la Discapacidad de 2006-2015"). Un incremento de su productividad permitiría, en línea con nuestros resultados, la consecución de unos niveles salariales equiparables a los de las personas sin discapacidad.

Pero, además, es necesario mantener y ampliar las actuaciones específicas dirigidas a las mujeres con discapacidad. Nuestros resultados muestran que hay que atender especialmente a que las mujeres con discapacidad sin limitaciones no vean empeorada su posición cuando, como hemos visto, su productividad no se ve mermada por su discapacidad. Es decir, para el caso de las mujeres no bastaría con las medidas señaladas en el párrafo anterior de aumento de la productividad, sino que habría que cuidar especialmente que una vez paliadas las limitaciones, estas mujeres obtuvieran un trato salarial equitativo en sus puestos de trabajo.

Finalmente y en línea con los resultados obtenidos para otros países, los efectos en términos de empleo de la discriminación salarial estimada existen pero son relativamente pequeños, por lo que sin restar oportunidad ni valor a las medidas que tratan de eliminar este tipo de discriminación salarial, los responsables de estas políticas (ni las organizaciones de personas con discapacidad) no deberían esperar de ellas un gran aumento del empleo de este colectivo y es necesario insistir una vez más en la puesta en marcha de más políticas que impulsen por distintos caminos el empleo de las mujeres con discapacidad.

APÉNDICE

Cuadro A1.
Medias muestrales de las variables utilizadas en la estimación de la ecuación de salarios para las mujeres. Periodo 1995-2001.

	DISCAPACITADAS		NO DISCAPACITADAS
	LIMITADAS	NO LIMITADAS	
Log (salario hora)	6,5900	6,7224	6,7109
Experiencia	22,1141	19,2289	15,0157
Nivel educativo			
Superiores	0,2382	0,3804	0,4111
Secundarios	0,1886	0,2014	0,2322
Primarios	0,5732	0,4182	0,3567
Ocupación			
Directivos/ Técnicos científicos	0,1340	0,2410	0,2120
Técnicos de apoyo	0,0819	0,1170	0,1212
Administrativo	0,1017	0,1549	0,1864
Servicios y ventas	0,2283	0,1824	0,2194
Cualificados agricultura/pesca/industria	0,0695	0,0396	0,0607
Operadores/montadores	0,0397	0,0344	0,0315
No cualificados	0,3449	0,2306	0,1689
Industria			
Agricultura	0,0447	0,0155	0,0185
Industria	0,1538	0,1446	0,1635
Servicios	0,8015	0,8399	0,8180
Región			
Noroeste	0,1290	0,0964	0,1191
Noreste	0,1191	0,1893	0,1608
Madrid	0,0943	0,1876	0,1276
Centro	0,0670	0,1205	0,1222
Este	0,3077	0,2186	0,2546
Sur	0,1985	0,1377	0,1452
Canarias	0,0844	0,0499	0,0705
Años			
1.995	0,1538	0,1308	0,1471
1.996	0,1390	0,1566	0,1416
1.997	0,1514	0,1515	0,1364
1.998	0,1638	0,1394	0,1413
1.999	0,1365	0,1205	0,1438
2.000	0,1365	0,1411	0,1426
2.001	0,1191	0,1601	0,1473
Casada	0,6179	0,5353	0,5795
Antigüedad	8,2903	7,6007	6,4107
Salud mala o muy mala	0,3474	0,0671	0,0089
Jornada completa	0,8462	0,8795	0,8681
Sector privado	0,6849	0,6489	0,7009
Supervisor/intermedio	0,1811	0,2100	0,1833
Contrato indefinido	0,6278	0,6575	0,6144
Lambda	1,4553	0,9747	0,9804
Nº de observaciones	403	581	9.035

Fuente: PHOGUE. Años 1995-2001.

REFERENCIAS

Albert, C. y M. Davia (2004), "Salud, salarios y educación", *Hacienda Pública Española/Revista de Economía Pública*, 169 (2): 11-34.

Altonji, F. G. y R. Blank (1999),"Race and gender in the labor market", en *Handbook of Labour Economic*s, O. C. Ashenfelter y D. Card (eds.), 3C: 3143-3259.

Baldwin, M. y W. G. Johnson (1992), "Estimating the employment effects of wage discrimination", *The Review of Economics and Statistics*, 74 (3): 446-455.

Baldwin, M. y W. G. Johnson (1994), "Labor market discrimination against men with disabilities", *Journal of Human Resources*, 29 (31): 865-887.

Baldwin, M. y W. G. Johnson (1995), "Labor market discrimination against women with disabilities", *Industrial Relations*, 34 (4): 555-577.

Baldwin, M. y W. G. Johnson (2000), "Labor market discrimination against men with disabilities in the year of the ADA", *Southern Economic Journal*, 66 (3): 548-566.

Bayard, K., J. K. Hellerstein, D. Neumark y K. R. Troske (2003), "New evidence on sex segregation and sex differences in wages from matched employee-employer data", *Journal of Labor Economics*, 21 (4): 887-922.

Benítez Silva, H., Buchinsky, M., Chan, H.M., Cheidvasser, S. y Rust, J. (2004): "How large is the bias in self-reported disability?", *Journal of Applied Econometrics*, 19, 649-670.

Blau, F. D. y L. M. Kahn (2003), "Understanding international differences in the gender pay gap", *Journal of Labor Economics*, 21 (1): 106-144..

Beblo, M., D. Beninger, A. Heinze y F. Laisney (2003), "Measuring selectivity- corrected gender wage gaps in the EU", *ZEW Centre for European Research*, n 3/74. Disponible en la dirección electrónica: ftp://ftp.zew.de/pub/zew- docs/dp/dp0374.pdf

Blinder, A. S. (1973),"Wage discrimination: reduced form and structural estimates", *Journal of Human Resources*, 8 (4): 436-455.

Bound, J. y Burkhauser, R.V. (1999): "Economic Analysis of Transfer Programs Targeted on People with Disabilities", capítulo 51 de O. Ashenfelter y D. Card, *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, 3417-3528.

Cain, G. (1991), "El análisis económico de la discriminación en el mercado laboral: una panorámica", capítulo de O. Ashenfelter y R. Layard (eds.), *Manual de Economía del Trabajo*, 1: 881-1001.

CES (1995), "Sobre la situación del empleo de las personas con discapacidad y propuestas para su reactivación", *Colección Informes*, Consejo Económico y Social, nʃ 5.

CES (2003), "La situación del empleo de las personas con discapacidad en España", *Colección Informes*, Consejo Económico y Social, nʃ 4.

Chirikos, T.N. y G. Nestel (1984), "Economic determinants and consequences of self- reported work disability", *Journal of Health Economics*, 3 (2): 117-136.

Dávila, D. (2006), "Discapacidad y género: Un estudio de participación en el mercado de trabajo español", *Moneda y Crédito*, 223: 127-158.

Davis, J. y H. Hubbard (1979), "On the measurement of discrimination", *American Economic Review*, 38 (3):287-292.

De la Rica, S. y A. Ugidos (1995), "¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre varones y mujeres?", *Investigaciones Económicas*, 23 (3): 395-414.

De la Rica, S., J. J. Dolado y V. Llorens (2005), "Ceilings and floors: Gender wage gaps by education in Spain", *IZA Discussion Working Series*, n.1483.

Ettner, S. L. (2000), "The relationship between labour market outcomes and physical and mental health; exogenous human capital or endogenous health production?" en Salkever D. S. y A. Sorkin (eds.) *The Economics of Disability*, Research in Human Capital and Development, vol. 13, JAI Press Inc.: Stamford, Connecticut.

Freeman, R. (1984), "Longitudinal analyses of the effects of trade unions", *Journal of Labor Economics*, 2: 1-26.

Gannon, B. (2005), "A dynamic analysis of disability and labour force participation in Ireland, 1995-2000", *Health Economics*, 14: 925-928.

Gardeazabal, J. y A. Ugidos (2004), "More on identification in detailed wage decompositions", *The Review of Economics and Statistics*, 86 (4): 1034-1036.

Gardeazabal, J. y A. Ugidos (2005), "Gender wage discrimination at quantiles", *Journal of Population Economics*, 18 (1): 165-179.

Heckman, J. J. (1979), "Sample selection bias as an specification error", *Econometrica*, 47: 153-161.

Hendricks, W., C. Schiro-Geist y E. Broadbent (1997), "Long-term disabilities and college education", *Industrial Relations*, 36 (1): 46-60.

Hernández, P. J. y I. Méndez (2005), "La corrección del sesgo de selección en los análisis de corte transversal de discriminación salarial por sexo: estudio comparativo en los países de la Unión Europea", *Estadística Española*, 47 (158): 179-214.

Jiménez, A. y Huete, A. (2002): *La discriminación por motivos de discapacidad*, CERMI, Madrid. Disponible en la dirección electrónica: http://www.cermi.es

Johnson, W. y J. Lambrinos (1985), "Wage discrimination against handicapped men and women", *Journal of Human Resources*, 20 (2): 264-277.

Jones, M., P. Latreille y P. Sloane (2003), "Disability, gender and the British labour market", *mimeo*.

Kidd, M. P., P. J. Sloane y I. Ferko (2000), "Disability and the labour market; an analysis of British males", *Journal of Health Economics*, 19 (6): 961-81

Kreider, B. (1999), "Latent work disability and reporting bias", *Journal of Human Resources*, 34 (4): 734-69.

Kruse, D. (1998), "Demographic, income, and health care characteristics, 1993", *Monthly Labor Review*, septiembre: 13-22.

Malo, M. A. (2001), "Discapacidad y participación en el mercado de trabajo", capítulo de *Condiciones de Vida en España y en Europa*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid: 281-306.

Malo, M. A. (2003), "Las personas con discapacidad en el mercado de trabajo español", *Revista del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social*, 46: 99-126. Disponible en la dirección electrónica: http://www.mtas.es/publica/revista/numeros/ 46/Informes03.pdf

Malo, M. A. (2004), "¿Cómo afectan las discapacidades a la probabilidad de ser activo en España? Un análisis empírico con datos de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud de 1999", *Cuadernos de Economía*, 27 (74): 75- 108.

McConnell, C., S. Brue y D. Macpherson (2003), *Economía Laboral*, sexta edición, editorial McGraw Hill, Madrid.

Moreno, G., J. M. Rodríguez y J. Vera (1996), *La participación laboral femenina y la discriminación salarial en Españ*a, Consejo Económico y Social, Madrid.

Neuman, S, y R. Oaxaca (2004), "Wage decomposition with selectivity-corrected wage equations: a methodological note", *Journal of Economic Inequality*, 2: 3-10.

Neumark, D. (1988), "Employers' discriminatory behavior and the estimation of wage discriminatio", *Journal of Human Resources*, 23: 279-295.

Oaxaca, R. (1973), "Male-female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review*, 14 (3): 693-709.

Oaxaca R. L. y M. Ransom (1994), "On discrimination and the decomposition of wage differentials", *Journal of Econometrics*, 61 (1): 5-21

OCDE (2003), *Transforming Disability into Ability: Policies to Promote Work and Income Security for Disabled People*, Paris.

Pagán, R. y A. Marchante (2004), "Diferencias salariales por discapacidad en España: el caso de los varones", *Hacienda PúblicaEspañola/Revista de Economía Pública*, 171 (4): 75-100.

Ransom, M. y R. L. Oaxaca (2005), "Intrafirm mobility and sex differences in pay", *Industrial and Labor Relations Review*, 58 (2): 219-237.

Romero, M. J. (coord.) (2003), *Trabajo y protección social de los discapacitados*, Editorial Bomarzo.

Reimers, C. W. (1983), "Labor market discrimination against Hispanic and Black men", *The Review of Economics and Statistics*, 65 (4): 570-579.

Salkever, D. y M. E. Domino (2000), "Within group structural tests of labor-market discrimination: a study of persons with serious disabilities", en D. Salkever y A. Sorkin (eds.), *The Economics of Disability*, Research in Human Capital and Development, vol. 13, JAI Press Inc.: Stamford, Connecticut.

Sánchez-Cervera J. M. y J. M. Sánchez-Cervera (2000), *Trabajadores discapacitados. Contratación, incentivos, centros especiales de empleo, prestaciones sociales, fiscalidad*, Editorial CISS, Madrid.

Swaffiled, J. (2001), "Does measurement error bias fixed-effects estimates of the union wage effect?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 3 (4): 437-457.

Stern, S. (1989), "Measuring the effects of disability on labor force participation", *Journal of Human Resources*, 24 (3): 361-395.

Verbrugge, L.M. (1997), "A global disability indicator", *Journal of Aging Studies*, 11(4): 337-362.

Yuker, H. E. (1988), "The effects of contact on attitudes toward disabled persons: Some empirical generalizations", en *Attitudes Towards Persons with Disabilities*, ed. Harold E. Yuker, 262-278. Nueva York: Springer Publishing Company.

Zwinkels, W. (2001), "The employment situation of people with disabilities in the European Union", *Research paper, EIM Business and Policy Research*.

Una aproximación a los determinantes de la financiación de las sociedades no financieras en España*

José Manuel Marqués Sevillano
Fernando Nieto
Ana del Río
Banco de España. Departamento de Estudios Monetarios y Financieros

Abstract

This paper estimates a model for the financing of the Spanish non-financial corporations, at an aggregate level. Results show that financing depend, in the long run, positively on the economic activity and negatively on the interest rates. The elasticity to the scale variable is among the range of values found for other countries in the economic literature, while the semi-elasticity of interest rates is relatively higher. In the short-run, we find a negative coefficient for the corporate profits and the stock market valuation. Our results show that the growth of financing to firms during last years matches its long-term determinants.

1. Introducción y motivación

El análisis de la financiación de las sociedades no financieras, a nivel agregado, resulta muy relevante desde la perspectiva de un banco central, dadas las potenciales implicaciones de la evolución de dicho agregado sobre la estabilidad macroeconómica y financiera. En particular, la identificación de los principales factores que explican la evo-

*. Agradecemos los comentarios de J. Ayuso, R. Blanco, J.L. Malo de Molina, F. Restoy, de los participantes en el seminario interno que tuvo lugar en el Banco de España y de los evaluadores de la revista. Las opiniones en este trabajo son responsabilidad de sus autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con las del Banco de España.

lución de los fondos recibidos por parte de las empresas, y la caracterización de las relaciones dinámicas entre aquellos y estos ayudan a anticipar posibles situaciones de vulnerabilidad que puedan acabar condicionando las decisiones de gasto y de contratación del sector y, en última instancia, afectar a los resultados y la solvencia de los principales prestamistas.

No obstante, es preciso señalar que el análisis de los determinantes de la financiación no está exento de una cierta complejidad, particularmente cuando se realiza sobre la base de la información agregada para el conjunto del sector. Así, por un lado, el colectivo de empresas presenta un elevado grado de heterogeneidad en variables que, a priori, parece razonable suponer que pueden condicionar la financiación recibida por cada una de ellas (por ejemplo, tamaño, grado de internacionalización, rama de actividad, nivel de rentabilidad y de riesgo en los ingresos futuros). Por esta razón, un análisis completo requiere, además, ejercicios basados en información individual de las empresas[1]. Por otro lado, contrariamente a lo que ocurre en el caso de los hogares, los pasivos empresariales se pueden materializar en un conjunto amplio de instrumentos (crédito bancario de entidades residentes, préstamos exteriores, valores de renta fija, crédito comercial y acciones) cuya sustituibilidad es difícil de calibrar y, además, puede no ser constante en el tiempo.

En los últimos años, los pasivos con coste (crédito y valores distintos de acciones) han constituido una importante fuente de recursos financieros para el conjunto de empresas no financieras españolas, con un crecimiento medio anual, entre 1997 y 2004, en torno al 15%. Como resultado, en el período señalado se ha producido un aumento notable del endeudamiento del sector, cercano al 90% en términos del excedente bruto de explotación más ingresos financieros. Estos desarrollos se han enmarcado dentro de un escenario macroeconómico que, sin duda, ha favorecido el avance de la deuda del sector: reducción de los tipos de interés, elevado dinamismo de la actividad económica y un grado creciente de internacionalización de algunas empresas. Por ello, es razonable plantearse hasta qué punto la evolución de los pasivos se explica completamente por el comportamiento de sus determinantes. Para dar respuesta a estas cuestiones, en este trabajo se presentan los resultados de la estimación de un mode-

1. Véase por ejemplo Hernando y Martínez Carrascal (2003) que analizan el efecto de variables financieras en ecuaciones de inversión y empleo utilizando datos individuales de la Central de Balances.

lo uniecuacional para los pasivos con coste (crédito y valores distintos de acciones) de las sociedades no financieras españolas.

El resto del documento se estructura de la siguiente manera. En el segundo apartado se revisa brevemente la literatura sobre los determinantes de la financiación empresarial; en el tercero, se describen, para el caso español, las pautas recientes de la misma y de algunas de sus posibles variables explicativas; en el cuarto y quinto se presentan, respectivamente, los resultados de la estimación de un modelo empírico de determinación del crédito bancario otorgado por entidades de residentes y de un agregado de financiación que incorpora, adicionalmente, los valores de renta fija y los préstamos del exterior. Por último, en el sexto apartado, se extraen las principales conclusiones.

2. Revisión de la literatura sobre los determinantes de la financiación de las sociedades no financieras

2.1 Determinantes teóricos.

La evolución de la financiación de las sociedades depende tanto de factores de demanda, vinculados con la actividad de la empresa y con el coste de los fondos, como de factores de oferta, relacionados con la rentabilidad esperada por los prestamistas y, por tanto, con la solvencia de las compañías. Sin embargo, muchas variables afectan simultáneamente a la demanda y a la oferta de fondos prestables, por lo que no resulta fácil identificar por separado la importancia de ambos efectos sobre la evolución observada en la financiación.

Así, un primer grupo de posibles determinantes de la financiación de las empresas son los relacionados con su actividad inversora y productiva. A nivel agregado, la heterogeneidad del sector hace que estas variables, también denominadas variables de escala, sean difíciles de aproximar.[2] Además, la evolución de la actividad empresarial no solo explica las oscilaciones propias de la demanda de recursos sino también el impacto del ciclo económico sobre la política de concesión de financiación. En concreto, durante los períodos recesivos, en los que la incertidumbre es normalmente mayor, es más probable que los problemas de asimetría de información

2. Véase el apartado 4 para una discusión sobre la elección de variables de escala en el ejercicio empírico.

entre los prestamistas y los prestatarios provoquen contracciones de la oferta. Por esta razón, cabe también pensar que la relación entre la financiación y sus determinantes sea no lineal y cambie en las distintas fases del ciclo.

En segundo lugar, la financiación depende de su coste y de la disponibilidad de fuentes alternativas de recursos. El coste de los fondos ajenos también conjuga elementos de oferta y de demanda, en tanto que representa el precio de equilibrio al que se igualan los fondos ofertados con los demandados y depende de las características específicas de cada empresa. En concreto, está relacionado con el nivel de riesgo que asume el empresario al realizar sus inversiones, lo cual lógicamente afecta a su capacidad a la hora de hacer frente a sus obligaciones financieras. Sin embargo, este nivel de riesgo no es directamente observable por parte del prestamista, por lo que se originan situaciones de riesgo moral y selección adversa que, como demuestran Stigliz y Weiss (1981), pueden acabar produciendo situaciones de racionamiento de crédito.

Los problemas de información asimétrica conllevan a una mayor importancia de las garantías y de la relación bancaria en la determinación del coste y disponibilidad del crédito. Así, por ejemplo, la duración de la relación bancaria es una variable que suele aproximar el nivel de conocimiento y de confianza del prestamista sobre el prestatario y, por tanto, suele estar negativamente relacionada con el tipo de interés del crédito (véase Petersen y Rajan (1994)) y las garantías exigidas (véase, por ejemplo, Jiménez, Salas y Saurina (2004) para el caso español). Además, la dificultad por parte del prestamista para determinar la calidad crediticia de la empresa realza también la importancia de los balances de las sociedades en la concesión de financiación, ya que sobre la base de estos se evalúa la solvencia del prestatario. En este sentido, la evolución de la cotización bursátil o el excedente bruto de explotación son indicadores de la situación patrimonial de la empresa y de su capacidad para generar recursos internos y, por tanto, reducen los problemas de información, y afectan a la oferta de recursos ajenos. La información de estas variables suele ser combinada con otros elementos relacionados con el riesgo en la generación de recursos futuros. Así, por ejemplo, empresas con una elevada rentabilidad observada pueden ver limitada su capacidad de endeudamiento si su actividad se desarrolla en ramas productivas expuestas a amplias fluctuaciones de demanda.

La evolución de los activos empresariales y la incertidumbre sobre la capacidad de generar recursos se ven influidas, en muchos casos, por el ciclo económico, de modo que, como ya se ha comentado, se establece una relación entre las variables macroeconómicas y la financiación ofertada. Este efecto, que Bernanke, Gertler y Gilchrist (1996) denominan acelerador financiero, implica una disminución del racionamiento crediticio gracias a la mejoría de los balances de las sociedades durante las fases alcistas del ciclo económico y se traduce, por tanto, en una mayor sensibilidad a la variable de escala.

Sin embargo, la influencia de los indicadores de solvencia como la cotización bursátil y los beneficios se superpone con su carácter sustitutivo del endeudamiento. Así, el efecto positivo que una mejora patrimonial tiene sobre el coste y la disponibilidad de la deuda puede no observarse si domina un desplazamiento hacia fuentes de recursos alternativas que, bajo determinadas circunstancias, se pueden volver menos costosas como los beneficios retenidos o la emisión de recursos propios.

El papel de fuentes alternativas de financiación ha sido analizado en la literatura sobre la estructura óptima de capital. Así, el trabajo de Modigliani y Miller (1958), primera referencia que analiza de modo riguroso los elementos que deberían influir en la estructura financiera de las empresas, concluye que la composición del pasivo de las sociedades es irrelevante para determinar el valor de mercado de una empresa y el coste de capital, bajo un entorno de ausencia de imperfecciones en los mercados y de impuestos, en el que las sociedades buscan la maximización de su valor presente descontado. Bajo estas condiciones, estos autores demuestran que las decisiones de inversión y empleo de las compañías no se ven afectadas por el mayor o menor endeudamiento que estas tengan. Sin embargo, los supuestos de Modigliani y Miller son bastante restrictivos y su relajación ha dado lugar a distintas teorías sobre la financiación empresarial y la estructura financiera. Entre ellas, y sin ánimo de ser exhaustivos, destacan los modelos de *trade-off* y los de jerarquía financiera (o *pecking order).*[3]

En el caso de la teoría del *trade-off* la empresa decide su estructura del pasivo comparando los beneficios y costes de la emisión de

3. Una enumeración más detallada de estos modelos de estructura de capital puede encontrarse en De Bondt (1998). Este autor además de los modelos aquí mencionados incluye aquellos que destacan el carácter de señalización de la deuda, los que analizan las interacciones estratégicas y los que consideran aspectos de control corporativo.

deuda. Entre los primeros, destacan los asociados a la imposición fiscal a las sociedades (Modigliani y Miller (1963)) y a las personas físicas (Miller (1977) y DeAngelo y Masulis (1980)), mientras que los costes incluyen los relacionados con la liquidación y la quiebra. Una de las principales implicaciones de estos modelos es la correlación positiva que debería producirse entre el endeudamiento y la rentabilidad ya que aquellas empresas con mayores beneficios tienen más incentivos a endeudarse al alcanzar mayores ventajas fiscales.

Por otro lado, los modelos de *pecking order*, introducidos por Myers (1984) y Myers y Majluf (1984), ponen el énfasis en los costes de la financiación ajena asociados a los problemas de información asimétrica. De acuerdo con ellos, las sociedades prefieren aquellos instrumentos en los que los costes de agencia asociados a los problemas de información son menos relevantes. Bajo los supuestos de estos modelos, se establece el siguiente orden de preferencia: beneficios retenidos, deuda ordinaria, deuda subordinada y por último emisión de acciones.

En todo caso, las decisiones financieras de las sociedades también se ven condicionadas por el entorno institucional y cultural en el que se enmarcan. De este modo, la financiación a través de instrumentos de mercado resulta más demandada en aquellos países en los que los mercados financieros se encuentran más desarrollados y en los que los costes de emisión son menores y los requisitos de información y transparencia son mayores (básicamente es el caso de los países de tradición anglosajona). Por el contrario, la financiación bancaria tiende a dominar cuando las instituciones financieras tienen una vocación más universal y gestionan entre sus activos un volumen significativo de participaciones industriales. En este caso, el grado de sustitución entre los préstamos y valores no es evidente ya que desde la perspectiva de las entidades financieras, la provisión de fondos a través de la concesión de crédito o mediante compras de deuda corporativa puede tener cierto carácter de complementariedad. En concreto, como destacan Holmstron y Tirole (1997), en determinadas ocasiones las adquisiciones de deuda corporativa por parte de las entidades financieras está condicionada por la existencia de información sobre las empresas proveniente de la concesión de créditos. Las características institucionales no solo son difíciles de cuantificar sino que, además, no pueden ser consideradas como completamente exógenas a las necesidades de las sociedades ya que se transforman en función de cambios en el tamaño de las empresas, la internacionalización de las

mismas y las modificaciones legislativas (Rajan y Zingales (2003)). Por ejemplo, en el caso de los países pertenecientes a la Unión Monetaria Europea la introducción del euro ha impulsado una transformación de los mercados de capitales europeos que probablemente explica el aumento del peso de las emisiones de deuda en el pasivo de las sociedades europeas (véase, por ejemplo, Hartmann y otros (2003), De Bondt (2002) y Rajan y Zingales (2003)).

2.2 Evidencia empírica

La evidencia empírica sobre los determinantes de la deuda de las sociedades no financieras utilizando datos agregados del sector es relativamente escasa. Los problemas de identificación comentados anteriormente y la relevancia de la idiosincrasia empresarial explican que la literatura disponible haya recurrido a la microeconometría para verificar las teorías sobre la estructura financiera empresarial (véase, por ejemplo, Benito (2003) para el caso español). Por otro lado, como comentan Rajan y Zingales (1998), la relación entre las variables de actividad y el nivel de financiación depende de las características específicas de cada sector empresarial, por lo que las relaciones a nivel agregado pueden alterarse sencillamente ante cambios en la composición de la actividad económica. Además, procesos como la Unión Monetaria, la internacionalización de las empresas o las operaciones de fusión y adquisición introducen distorsiones que son más difíciles de capturar en un enfoque conjunto. A pesar de estas dificultades, y desde la perspectiva de un banco central, la modelización del sector en su conjunto es una herramienta útil y complementa otros enfoques como, por ejemplo, el de Hernando y Martínez Carrascal (2003) y Martínez Carrascal (2004) para el caso español, en la evaluación de los posibles riesgos macroeconómicos y para la estabilidad financiera.

Un primer conjunto de trabajos centran su atención en la estimación de un modelo para la financiación sin profundizar en la posible interrelación entre las variables financieras y reales. En esta línea se suele estimar una relación de largo plazo donde la variable de escala se supone exógena (modelos uniecuacionales) o, en el caso de modelos vectoriales, resulta ser débilmente exógena.[4] La

4. Aunque la estimación de un sistema de ecuaciones sigue siendo preferible si otras variables explicativas no son débilmente exógenas.

relación de largo plazo suele interpretarse como una ecuación de demanda de financiación, que depende positivamente del indicador de actividad y negativamente de las variables de coste. Así, por ejemplo, Manrique y Sáez (1998) estiman un modelo de corrección del error uniecuacional (ECM) en el que el crédito bancario[5] concedido a las empresas españolas viene explicado fundamentalmente por su actividad inversora, con una elasticidad de largo plazo del 0,5. En Calza *et al* (2001 y 2003), Hofmann (2001) y de Bond (2002), en cambio, se plantean modelos de corrección del error vectoriales (VECM) con una sola relación de cointegración. De Bond (2002) se concentra en la demanda de fondos a través de la emisión de valores de renta fija de las sociedades en el área del euro y destaca su estrecha relación con los procesos de fusión y adquisición de los últimos años. En los trabajos de Calza *et al* la financiación, en este caso del sector privado en la zona euro, depende, en el largo plazo, del PIB y de medidas alternativas de tipos de interés a corto y largo plazo. Esta aproximación también es empleada por Hofmann (2001) donde la financiación del sector privado de un amplio grupo de países industrializados depende, además, del precio de la vivienda.

Dado que la incidencia de factores financieros en la evolución de la inversión se ha contrastado ampliamente en la literatura, especialmente sobre la base de información microeconómica, un segundo grupo de trabajos han analizado la financiación de las sociedades considerando su interrelación con el gasto de este sector. Así, por ejemplo, Kaufman y Valderrama (2004) utilizan modelos no lineales de cambio de régimen para analizar agregados crediticios de cuatro países europeos.[6] Sus resultados arrojan diferencias importantes en los determinantes de la financiación que se manifiestan tanto en el signo de los coeficientes como en la presencia de asimetrías. Así, por ejemplo, los autores estiman un efecto positivo de la inversión en el crédito empresarial en Alemania, Austria y Reino Unido, aunque en los dos últimos países se encuentran asimetrías que dependen de la situación cíclica. La financiación de las empresas holandesas, en cambio, responde de forma negativa a la inversión en períodos de más laxitud en el mer-

5. Incluyendo pagarés de empresa.

6. El régimen viene definido por el ciclo económico, salvo en Holanda donde lo define la situación del mercado de crédito.

cado crediticio, lo que los autores interpretan como una mayor preferencia por otras fuentes de recursos.[7] En este trabajo también se obtiene evidencia en torno a la posible endogeneidad de la variable de escala. Así, en los países de tradición bancaria (Austria y Alemania) la financiación no resulta significativa en la ecuación de la inversión mientras que en Holanda y Reino Unido, donde hay un mayor predominio de los mercados, el impacto de la deuda sobre la inversión es significativo, además de asimétrico en función del régimen vigente.[8]

Otros trabajos donde se considera la posible simultaneidad de las decisiones de inversión y financiación empresarial son Brigden y Mizen (1999) y Focarelli y Rossi (1998) para el caso de Reino Unido e Italia, respectivamente. Ambos emplean modelos VECM donde se identifican varias ecuaciones de largo plazo. Aunque la financiación de las empresas no determina la inversión en el largo plazo[9], Bridgen y Mizen encuentran evidencia de que esta responde negativamente a las desviaciones del crédito respecto a su senda de equilibrio. Por otro lado, Kakes (2000) también plantea un modelo con varias relaciones de cointegración para identificar, en este caso, ecuaciones de oferta y demanda de crédito y contrastar, así, que la evolución de la financiación de las empresas holandesas responde, en el corto plazo, a desequilibrios en la demanda y no de la oferta.[10]

El principal problema que plantean los modelos vectoriales con varias relaciones de cointegración es que los resultados pueden ser sensibles a los supuestos de identificación de las relaciones de largo plazo, suelen requerir un número de variables explicativas relativamente elevado, muestras de tamaño grande y los problemas de inestabilidad son más complicados de tratar. Estas dificultades, en definitiva, pueden hacerlos menos idóneos en los ejercicios regulares que se llevan a cabo en los bancos centrales.

---

7. Esta relación negativa podría también reflejar la presencia de desfases temporales entre la recepción de los recursos y su materialización en inversión (véase Lamont (2000)).

8. Estos resultados avalarían la hipótesis de que en los sistemas financieros con predominio del sistema bancario los problemas de información asimétrica son menores, dada la relación estable entre los prestamistas y prestatarios.

9. Esta es una de las condiciones de identificación de las relaciones de largo plazo impuesta por los autores.

10. Estos resultados sirven para contrastar la ausencia de un canal crediticio (*bank lending channel*).

3. EVOLUCIÓN RECIENTE DE LA FINANCIACIÓN DE LAS SOCIEDADES NO FINANCIERAS ESPAÑOLAS.

El análisis de la estructura de los pasivos de las empresas no financieras españolas[11], a partir de la información proporcionada por las cuentas financieras nacionales, muestra que entre 1990 y 2004 las operaciones pasivas del sector se han distribuido, en términos medios, prácticamente en partes iguales, entre la emisión de acciones, el crédito comercial y la financiación ajena con coste (crédito y valores distintos de renta fija) (véase gráfico 1). No obstante, el peso relativo ha ido cambiando en el tiempo con una importancia creciente de los pasivos ajenos con coste en la segunda mitad del período.

Dentro de los recursos ajenos con coste[12], los créditos de las instituciones financieras residentes constituyen el instrumento más importante, representando, en términos medios del período, un 70% del agregado. Respecto a los otros dos componentes, hay que señalar que la sustitución entre los valores de renta fija y los préstamos exteriores es solo aparente ya que una gran parte de los fondos procedentes del exterior se han captado inicialmente con emisiones de deuda de filiales de empresas españolas situadas en el exterior. Por lo tanto, lo que realmente parece haberse producido es una sustitución entre valores domésticos y emisiones colocadas en los mercados internacionales[13] de modo que, incluyendo estas últimas, el agregado de valores de renta fija habría mantenido un peso relativamente estable dentro del total de la financiación del sector. No obstante, esta evolución contrasta con lo acaecido en otros países de nuestro entorno en los que se ha producido un incremento significativo de la importancia relativa de este componente a raíz de la introducción del euro.[14]

En relación a la composición por plazo, la financiación a más de un año es el principal componente con un peso que se ha mantenido relativamente estable en torno al 70% en el período 1987 hasta 2000 (véase gráfico 1). A partir de 2000 parece haber experimentado un incremento progresivo hasta representar, al final de la muestra, alrededor del 78%. Por otro lado, la disminución en la emisión de valo-

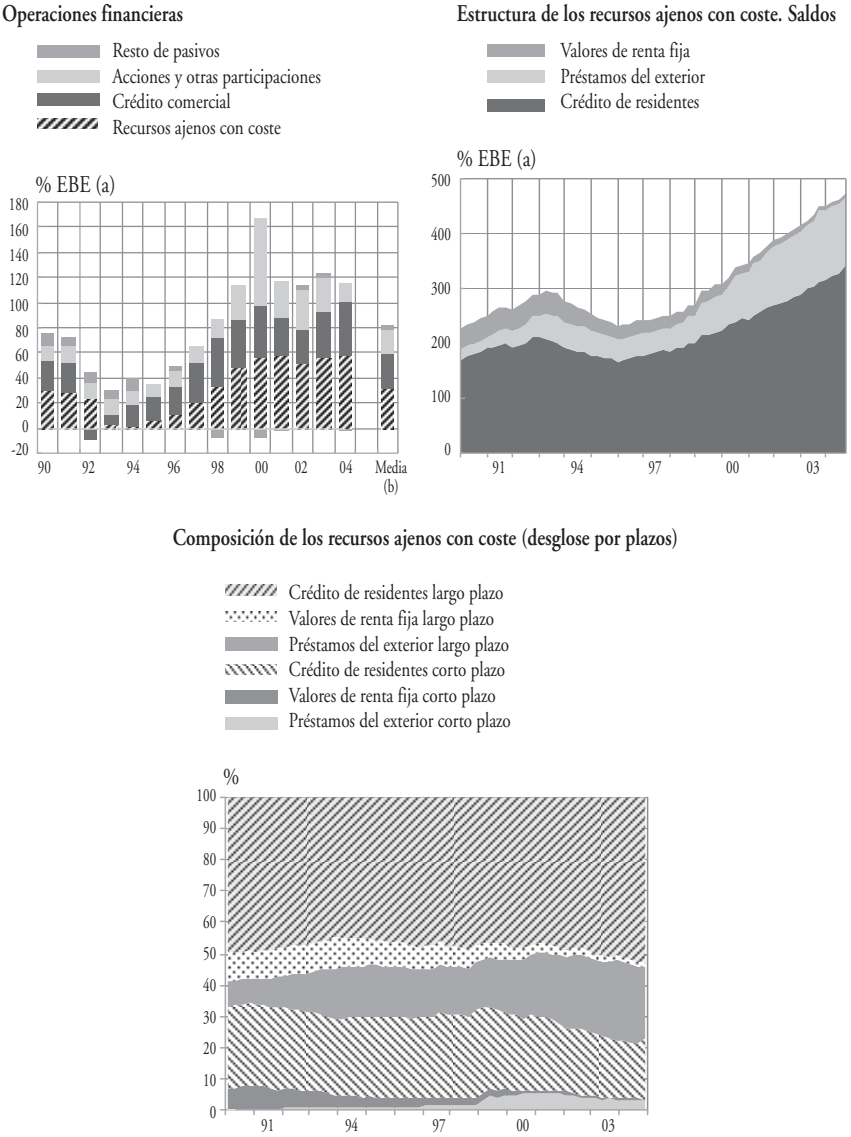
11. Para un mayor detalle véase Nieto (2004).

12. A partir de aquí se utilizará indistintamente este concepto o simplemente financiación.

13. El saldo vivo de valores emitidos por filiales de empresas españolas en el exterior triplicaba, en 2003, al emitido por sociedades nacionales.

14. Véase De Bondt (2002) y Hartmann et al (2003) para mayor detalle.

Gráfico 1.
Pasivos de las sociedades no financieras españolas

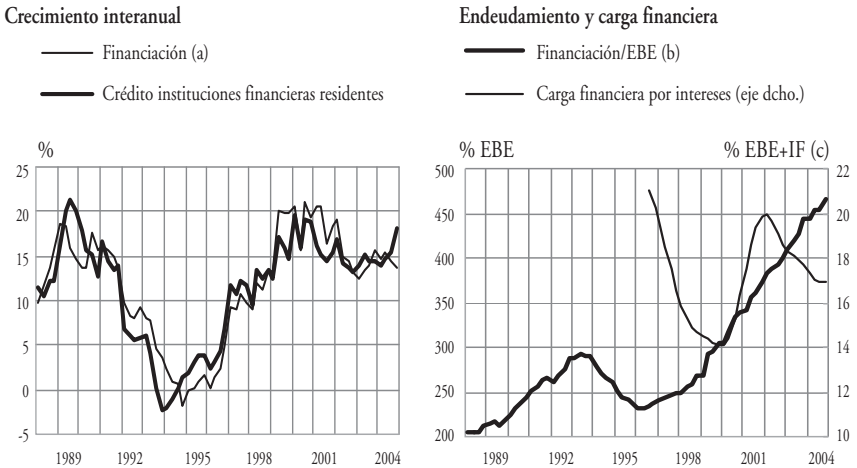


Fuente: Banco de España

a. EBE= Excedente bruto de explotación de las sociedades no financieras
b. Media del periodo 1990-2004

res y aumento de los préstamos exteriores se observa tanto en el componente de corto plazo como en el de largo.

Gráfico 2.
Endeudamiento de las sociedades no financieras españolas



Fuente: Banco de España

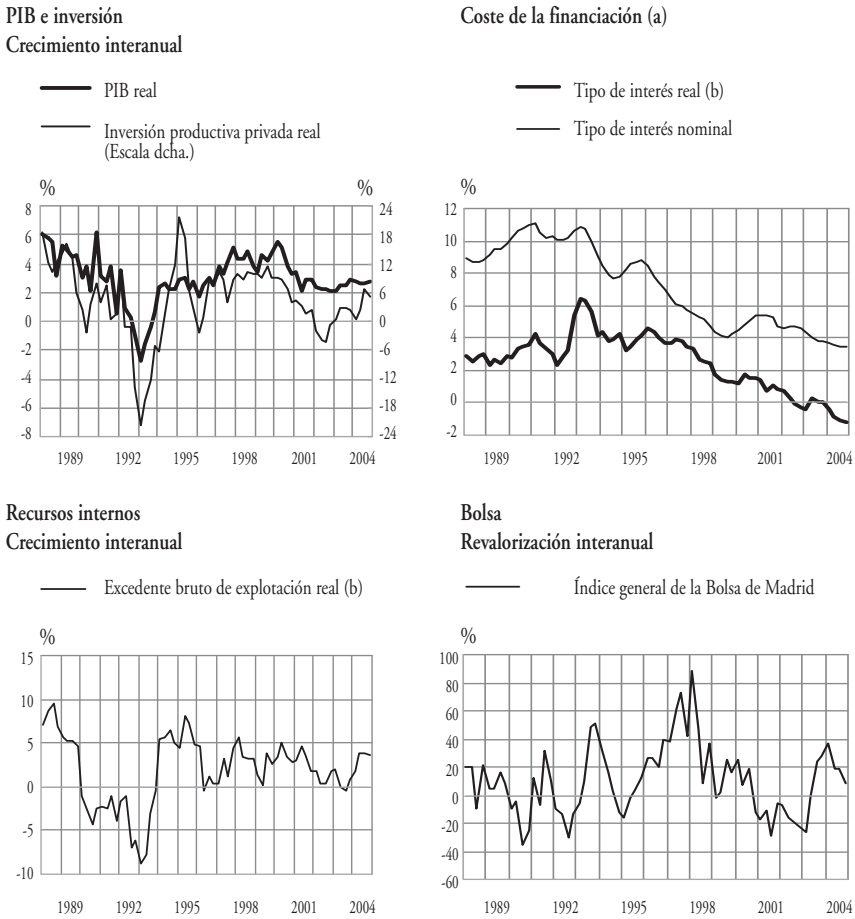
a. Incluye el crédito de residentes, los fondos captados con la emisión de valores de renta fija y los préstamos del exterior.
b. EBE= Excedente bruto de explotación de las sociedades no financieras.
c. IF= Ingresos financieros.

La evolución del crédito de entidades residentes y del agregado de financiación más amplio ha mostrado, en el período analizado (1987-2004), un comportamiento procíclico, con unos ritmos de crecimiento muy parejos en ambas variables (véase gráfico 2). Así, durante la etapa de desaceleración de principios de los noventa, los fondos captados por las sociedades redujeron notablemente sus tasas de expansión interanual que, sin embargo volvieron a recuperarse con el inicio de la siguiente etapa alcista del ciclo económico. A partir del año 2000, se registró una cierta moderación de los ritmos de expansión de la financiación en un contexto de menor dinamismo de la inversión de las sociedades no financieras y de saneamiento de los balances por parte de algunas grandes empresas españolas.

En este contexto, la ratio de deuda sobre resultados del sector prácticamente se duplicó entre 1996 y 2004 (véase gráfico 2). No obstante, la evolución descendente de los tipos de interés en la última parte de la muestra impidió que la carga financiera por intereses[15]

15. Definida como intereses pagados sobre excedente bruto de explotación más ingresos financieros.

Gráfico 3.
Evolución de los posibles determinantes de la financiación



Fuente: Banco de España

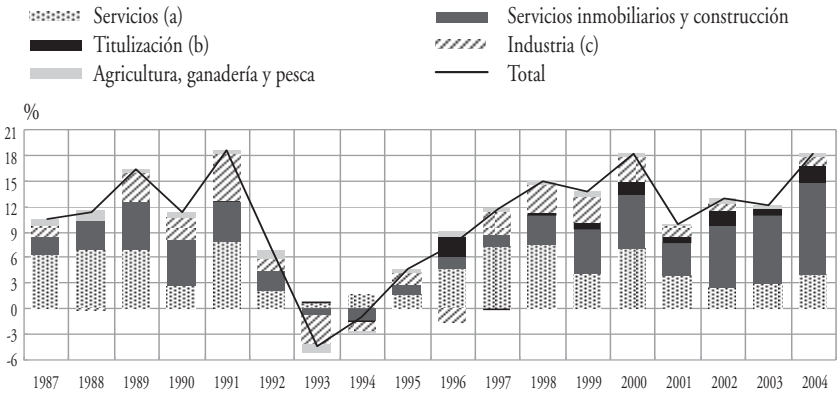
a. Calculado como una media ponderada del coste de los distintos instrumentos que componen la financiación de las sociedades.
b. Deflactado con el deflactor del PIB.

tuviera un comportamiento similar. De hecho, en 2004 dicho indicador se situaba claramente por debajo del máximo observado en la muestra, lo que ilustra el importante papel que ha podido desempeñar el coste de la financiación en la evolución de los fondos ajenos obtenidos por el sector.

En relación a la evolución de los posibles determinantes de la financiación de las sociedades el gráfico 3 ilustra algunas de las

Gráfico 4.
Crédito a las distintas actividades productivas

Contribuciones al crecimiento interanual



Fuente: Banco de España

a. No incluye los servicios inmobiliarios.
b. Los créditos titulizados no se asignan a ninguna finalidad.
c. Excluyendo la construcción.

regularidades empíricas ya comentadas. Así, la tasa de crecimiento interanual del PIB y de la inversión productiva privada recoge la evolución de la actividad empresarial y las fluctuaciones cíclicas de la economía. Por otro lado, la reducción en el coste de la financiación a partir de mediados de los años noventa se observa en medidas de tipo de interés nominal y real. Sin embargo, el excedente bruto de explotación y el índice bursátil han experimentado importantes fluctuaciones que hacen que, a priori, resulte más difícil de establecer el papel de los canales alternativos de fuentes de recursos. Por último, conviene destacar que la evolución del crédito destinado a las distintas actividades productivas no se ha comportado de modo homogéneo. Así, en el gráfico 4 se observa que la expansión de los fondos captados por el sector desde finales de la década de los 90 se ha sustentado en el sector inmobiliario y de la construcción, mientras que los servicios y la industria han perdido gran parte del peso que tuvieron en la anterior etapa expansiva. Este comportamiento se produjo en un contexto en el que la inversión productiva privada en España se desaceleró de forma importante, no así el componente de construcción, que conservó

un mayor dinamismo. La heterogeneidad que se observa en la evolución del crédito de las distintas ramas productivas puede estar reflejando que los determinantes del comportamiento de la financiación de cada una de ellas pueden ser diferentes o que, siendo los mismos, sus efectos no sean similares. Así, el sector de industria puede estar más influido por el ciclo económico o por el stock de capital instalado en cada momento, mientras que, por ejemplo, los tipos de interés pueden jugar un papel más importante en el sector inmobiliario y de la construcción. Estas consideraciones sectoriales pueden resultar muy relevantes a la hora de interpretar los coeficientes que se obtengan de una ecuación para la financiación.

4. Estimación de un modelo para el crédito destinado a las sociedades no financieras españolas.

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de un modelo uniecuacional para el crédito otorgado por las entidades financieras residentes a las sociedades que, como se ha comentado en la sección anterior, es el principal componente de la financiación empresarial. Se ha optado por este enfoque como una primera aproximación al análisis de los determinantes de los recursos ajenos por su mayor simplicidad. Concretamente, se ha estimado el siguiente modelo de corrección del error:

$$\Delta y_t = k + \alpha(y - \underline{\beta}'\underline{x})_{t-1} + \delta(L)[\Delta y_t, \Delta \underline{x}_t] + \varepsilon_t \qquad (1)$$

donde y es el logaritmo del saldo de crédito en términos reales, deflactado por el deflactor del PIB y $\underline{x}$ es el vector de variables explicativas. Esta formulación incorpora tanto una relación de largo plazo, $\underline{\beta x}$, como la dinámica a corto plazo que se capta con la función de variables en diferencias, $\delta(.)$, y con el término de corrección del error $\alpha(y - \underline{\beta}'\underline{x})_{t-1}$.

4.1 Especificación del modelo

Se han probado distintas variables, de acuerdo con las consideraciones teóricas realizadas en la sección 2, para modelizar el comportamiento del crédito de instituciones financieras residentes a las

empresas españolas. Finalmente, se han elegido las siguientes variables explicativas: como variable de escala, el PIB[16]; como coste de la financiación, el tipo de interés de las operaciones crediticias nuevas del sector[17], el excedente bruto de explotación[18] y el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM), que pueden captar tanto su papel como fuentes alternativas de financiación como indicadores de la solvencia de las empresas. Adicionalmente, se han incluido varias variables cualitativas para recoger la estacionalidad de las series, el efecto de las restricciones crediticias en el año 1990 y el impacto que sobre el agregado de crédito tuvo la adquisición de YPF por Repsol en el año 1999. Todas las variables están en términos reales (con la excepción del IGBM) y en logaritmos (excepto el tipo de interés). Asimismo, además de las distintas variables de escala comentadas anteriormente, también se han probado otras variables como el coste de financiación alternativa y el valor de mercado de las empresas no financieras con las que no se encontraron mejoras en las estimaciones realizadas.

4.2 Principales resultados

En el análisis preliminar del orden de integración de las variables se han utilizado dos contrastes habituales en la literatura: el de Dickey-Fuller aumentado (ADF) y el de Phillips-Perron (PP). Los resultados, que se presentan en el cuadro 1, indican que para las variables en

16. Serie trimestral de la Contabilidad Nacional (fuente INE). Otras variables alternativas consideradas son la formación bruta de capital fijo, la inversión en bienes de equipo y la inversión productiva privada. La primera constituye un agregado de gasto de la Contabilidad Nacional que se refiere al conjunto de la nación y, por tanto, incluye la inversión residencial de los hogares así como la inversión pública. La inversión en bienes de equipo, en cambio, aunque es más específica de la actividad empresarial, excluye la actividad de la rama de la construcción, de creciente importancia en España. Por esta razón, una variable alternativa que estima el Banco de España es la inversión productiva privada que recoge la formación bruta de capital del sector empresas (que incluye las instituciones financieras y los empresarios individuales). No obstante, ninguna de las anteriores variables capta completamente el destino de la financiación de las sociedades no financieras que muchas veces es la propia actividad productiva, y que puntualmente ha sido la inversión en el exterior (que se materializa en forma de inversión financiera) o de forma creciente la adquisición de suelo (difícil de cuantificar). Por estas razones es frecuente el uso de variables de escala más generales referidas a la actividad económica del país como el PIB. Las conclusiones del trabajo no se ven alteradas por la elección de una u otra variable de escala y empíricamente los resultados son más satisfactorios con el PIB.

17. Dicha información está disponible desde el año 2003 (fuente: Banco de España). Con anterioridad se ha reconstruido la serie a partir de un tipo sintético del total de operaciones activas de las entidades de crédito.

18. Fuente: INE Contabilidad Nacional.

niveles la hipótesis nula de una raíz unitaria no puede ser rechazada. Para la primera diferencia esta hipótesis se rechaza, salvo para el agregado de crédito y financiación donde los resultados de los dos contrastes no son concluyentes.

A continuación se estima un modelo VAR[19] para determinar el número de relaciones de cointegración. Tanto el contraste de máximo autovalor como el contraste de la traza (y sus respectivas correcciones por el tamaño muestral) apuntan a la existencia de una sola relación de cointegración entre el crédito, el PIB y los tipos de interés (véase cuadro 1).

Los principales resultados de la estimación de la ecuación (1) se presentan en el cuadro 2. Como puede observarse, se encuentra una relación de equilibrio a largo plazo en la que el crédito depende positivamente de la variable de escala (PIB) y negativamente del coste de los fondos.[20] Es decir, las empresas tienden a aumentar el volumen de recursos captados en momentos de expansión económica y en un contexto de reducción de los tipos de interés. A corto plazo, el excedente bruto de explotación y la evolución de las cotizaciones bursátiles tienen efectos negativos sobre el crecimiento del crédito del sector, lo cual parece indicar que predomina el papel de estas variables como fuentes sustitutivas de la financiación.[21]

Respecto a los valores de los coeficientes obtenidos, hay que señalar, en primer lugar, que la velocidad de ajuste es reducida, lo que refleja que la respuesta de la deuda para restaurar el equilibrio de largo plazo es lenta, un 9% cada trimestre, lo que supone que en seis años se corrige el 90% de la desviación. Estos resultados están en línea con los que obtienen Calza *et al* (2001) y (2003) y destacan el papel de las fricciones y costes de transacción en los mercados de crédito. En cuanto a la relación de largo plazo, la elasticidad a la varia-

19. Este modelo incluye tres retardos de las variables endógenas en niveles (crédito, PIB y tipo de interés). La evolución de la bolsa y el excedente de bruto de explotación se suponen predeterminadas, ya que diversas pruebas desaconsejaban su inclusión en el vector de cointegración. Los contrastes de diagnóstico de los residuos son aceptables.

20. La estimación de la relación de largo plazo en el marco de un VECM indica que la variable de escala es débilmente exógena, aunque, en línea con los trabajos de Calza *et al*, no ocurre lo mismo con los tipos de interés. No obstante, la estimación de los coeficientes de largo plazo y velocidad de ajuste del crédito no se ve alterada de forma significativa. En particular, la estimación de un VECM arroja unos coeficientes de largo plazo para el PIB y el tipo de interés de 1,30 y 0,11, respectivamente, y el coeficiente de ajuste del crédito es 0,10.

21. La evidencia para otros países predomina el efecto de estas variables como valor del colateral de la financiación recibida y, en consecuencia, el coeficiente asociado a las mismas es positivo (véase Davis 2001).

Cuadro 1.
Análisis del orden de integración y cointegración

Test de raices unitarias								
		Nivel				**Primera diferencia**		**Orden Integración**
		Número de retardos	**ADF**	**PP**	**Número de retardos**	**ADF**	**PP**	
Variable								
Crédito real	c	4	0.21	1,44	3	-0.82	-5.79***	1/2
Financiación real	c	4	-0.01	1.57	3	-0.78	-4.76***	1/2
PIB real		1	6.56	8.34	2	-2.24**	-5.81***	1
Tipo de interés crédito real		4	-0.8	-0.86	4	-3.80***	-6.88***	1
Tipo de interés financiación real		5	-1.01	-0.87	4	-3.65***	-6.71***	1
EBE real		2	1.57	2.18	1	-4.39***	-7.64***	1
IGBM		3	1.17	1.33	2	-3.92***	-9.71***	1

Contraste de cointegración de Johansen						
Modelo restringido (b)						
Variables restringidas: excedente bruto de explotación e IGBM						
Hipótesis nula, rango=r	**Estadístico máximo autovalor**	**Corrección por muestra pequeña**	**Valor crítico (95%)**	**Estadístico contraste de la traza**	**Corrección por muestra pequeña**	**Valor crítico (95%)**
r=0	27.96**	24.09*	21.00	38.37**	33.05*	29.70
r≤1	7.86	6.77	14.10	10.41	8.97	15.40
r≤2	2.55	2.19	3.80	2.55	2.19	3.80

Test de diagnóstico de residuos								
	Contraste LM de autocorrelación (Godfrey)		**Contraste de normalidad (Doornik y Hansen)**		**Heterocedasticidad (White, Doornik y Hendry)**		**Test Arch**	
Ecuaciones								
Crédito real	0.296	[0.745]	1.482	[0.476]	0.372	[0.984]	6.32	[0.016]
PIB real	1.458	[0.244]	6.323	[0.042]	0.539	[0.912]	0.20	[0.657]
Tipo de interés	0.620	[0.542]	0.875	[0.087]	0.442	[0.962]	0.78	[0.383]
Sistema	1.445	[0.126]	16.963	[0.009]	0.411	[1.000]		

a. La hipótesis nula es la presencia de raíz unitaria. ***, ** y * significan rechazo de la hipótesis nula al 1%, 5% y 10% de nivel de significación respectivamente, basándose en los valores críticos de Mackinnon (1996) ADF representa el test Dickey-Fuller aumentado (incluyendo retardos hasta el más elevado estadísticamente significativo al menos al 5%), PP representa el test de Phillips-Perron. Cuando se incluye constante se representa por 'C'.

b. El modelo VAR incluye tres retardos de las variables endógenas en niveles. La constante no está restringida. *(**) indica cointegración al nivel de significatividad 5% (1%). En los contrastres de diagnóstico los p-valores en paréntesis.

ble de escala (PIB) es superior a la unidad (1,30) lo cual podría ser reflejo, como se ha señalado anteriormente, de que por un lado esta variable no esté recogiendo estrictamente las decisiones de gasto de las sociedades y por otro lado, incorpore el efecto de variables relacionadas con la evolución de los riesgos empresariales a través de la ofer-

Cuadro 2.
Ecuación para el crédito de las sociedades no financieras (a)
Frecuencia trimestral (1987: I-2004: II)

$$\Delta C_t = K + \alpha(C - \beta_1 PIB - \beta_2 i)_{t-1} + \delta_1 \Delta C_{t-1} + \delta_2 \Delta EBE_{t-4} + \delta 3 \Delta BOL_{t-4} + \delta_4 \Delta I1 + \delta_5 \Delta I2 + \varepsilon_t \text{ (b)}$$

	Valor estimado	T-Ratio
Variable		
Ajuste temporal (α)	-0.09	4.55
PIB real (β1)	1.30	3.56
Tipo de interés real (β2)	-0.10	5.46
Crédito real (δ1)	0.40	4.28
Excedente bruto de explotación real (δ2)	-0.25	2.45
Índice de Bolsa (δ3)	-0.03	2.47
Impulso 90:04 (δ4)	-0.03	3.24
Impulso 99:02 (δ5)	0.05	5.23
Constante (K)	-0.25	1.16
Contrastes de bondad del ajuste (c)		
R2 ajustado	0.79	
σε (%)	0.66	
DW	1.77	
Q(1)	0.48	
Q(4)	1.67	
Q(8)	6.13	
MSEt+1	1.44	
MSEt+4	2.07	

a. La estimación se realiza en una etapa. Las variables están en logaritmos excepto el tipo de interés.

b. C es el crédito, PIB es el producto interior bruto, i es un tipo de operaciones nuevas de crédito a sociedades, EBE es el excedente bruto de explotación, BOL es el índice general de la Bolsa de Madrid, I son impulsos que recogen el efecto de las restricciones al crédito y la adquisición de YPF por Repsol, K es una constante y ε es el término de error. Todas las variables, excepto BOL están en términos reales usando el deflactor del PIB.

c. R2 es el coeficiente de determinación ajustado, σε es el error estandar de los residuos, DW es el estadístico Durbin-Watson de autocorrelación de los residuos, Q(k) es el valor estadístico Box-Pierce-Ljung de correlación de orden K de los residuos, y MSEt+i es el error de predicción fuera de la muestra i periodos por delante.

ta de préstamos. Asimismo, tampoco se puede descartar que este coeficiente recoja en parte el impacto de procesos de carácter más estructural como la modernización del sistema financiero español. En todo caso, el valor del coeficiente está en línea con el estimado para otros países en trabajos como Calza *et al* (2001 y 2003), Kakes (2000) y Hofmann (2001). Por lo que respecta a los tipos de interés, el efecto estimado es más importante que el obtenido para otros países en los trabajos antes señalados.[22] A priori hay argumentos para pensar que los resultados anteriores pueden estar afectados por la evolución

22. En el caso de la demanda de crédito a corto plazo, Fase (1995) obtiene valores incluso superiores.

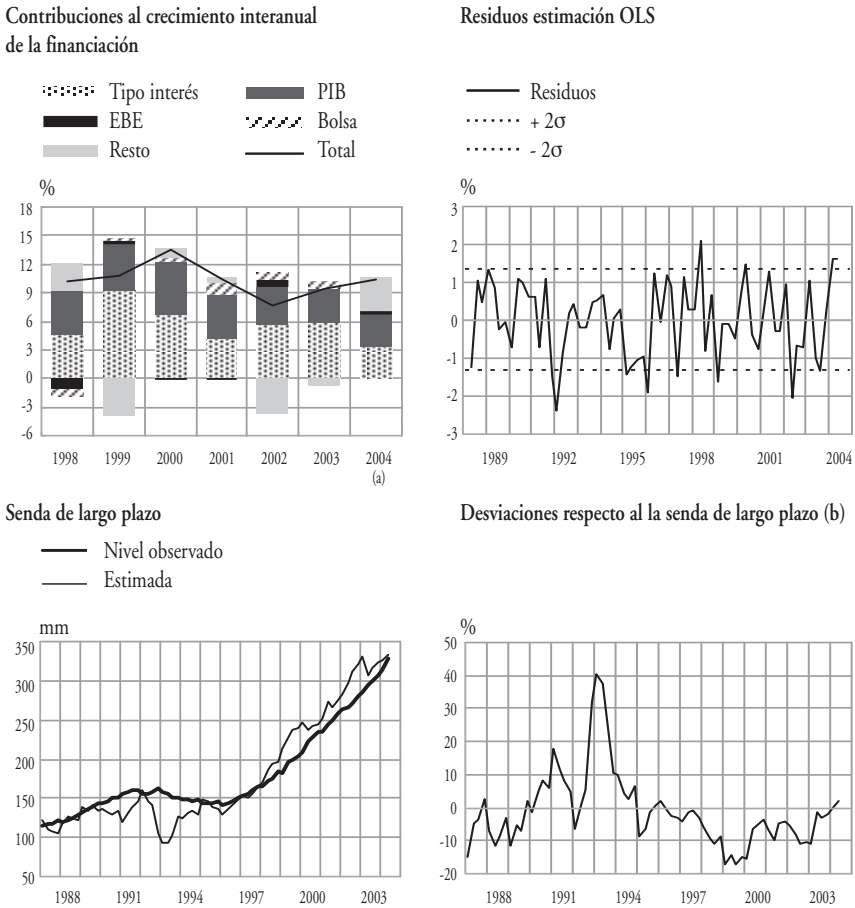
reciente del crédito destinado al sector inmobiliario y de la construcción, componente que, como se ha señalado anteriormente, ha determinado en gran medida el comportamiento del crédito a nivel agregado. Así, los determinantes del crédito dirigido a este sector pueden ser en algún caso diferentes, e incluso siendo los mismos la sensibilidad a las distintas variables puede variar respecto a la obtenida para el total de las sociedades no financieras.[23]

Los contrastes de especificación son relativamente satisfactorios. Así la hipótesis de cointegración se acepta al 1% de significación, al tiempo que la estabilidad intramuestral de los parámetros es razonable y no parece encontrarse autocorrelación en los residuos. Para evaluar la capacidad predictiva del modelo se han computado los errores cuadráticos medios a distintos horizontes, realizándose predicciones tanto dentro como fuera de la muestra para el periodo 2002:1-2004:2. En el primer caso, los errores en porcentaje del nivel medio de la serie oscilan entre 1,2%, para la previsión a un período, y ligeramente por encima del 2% para horizontes entre dos y seis períodos por delante. En el ejercicio realizado fuera de la muestra se produce un ligero aumento de los errores cuadráticos medios, de modo que se sitúan en el 1,4%, para la previsión al menor plazo, y en torno al 2,5% cuando se considera un horizonte de hasta seis períodos por delante.

El análisis de la contribución de cada una de esta variables al crecimiento interanual del crédito que aparece en el gráfico 5 muestra que la expansión del agregado estudiado desde 1998 es atribuible, fundamentalmente, al fuerte descenso registrado en el coste de la financiación en estos años (con una contribución de más del 50%) y al crecimiento de la actividad económica experimentada por la economía española (por encima del 40%). Adicionalmente, y en especial desde el año 2000, la evolución de los mercados bursátiles parece haber tenido un efecto positivo adicional a la demanda de este tipo de financiación. Por su parte, el excedente bruto de explotación, que como hemos comentado puede recoger el efecto neto de elementos de oferta y demanda de distinto signo, ha tenido una aportación más reducida al crecimiento del crédito, contribuyendo solo de forma puntual.

23. Para analizar esta cuestión se han realizado varias pruebas. Así, por ejemplo, la estimación de la ecuación excluyendo el crédito destinado a la construcción más servicios inmobiliarios apunta a una menor elasticidad de la variable de escala y del tipo de interés.

Gráfico 5.
Resultados de la estimación para el cédito a sociedades no financieras



Fuente: Banco de España

a. Datos hasta el segundo trimestre de 2004.
b. Normalizadas para obtener una media cero en el periodo muestral.

Por otro lado, la estimación llevada a cabo implica un aumento del nivel de crédito de equilibrio durante el período considerado, como resultado de la expansión de la actividad económica y de la importante reducción del coste de la financiación asociado a la participación de España en la Unión Económica y Monetaria. De este modo, el avance observado en los fondos captados por las empresas españolas entre 1995 y 1999 parece ser explicado por el ajuste lento hacia los nuevos valores de equilibrio (véase gráfico 5). Posteriormente, la ace-

leración del crédito empresarial hizo que la brecha con el nivel de equilibrio se haya ido cerrando progresivamente, situándose, al final del período analizado, sólo ligeramente por encima de lo que justifican sus determinantes fundamentales.[24]

4.3 Análisis de estabilidad

Como se ha señalado en la sección 2, la caracterización de la financiación de las sociedades no financieras está expuesta, potencialmente, a importantes problemas de estabilidad de los parámetros. Para analizar esta cuestión se han realizado distintos tipos de ejercicios. En primer lugar, se han efectuado contrastes de Chow sobre un cambio estructural en los diferentes trimestres desde 1995 a 1999, sin que se llegue a rechazar la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural (véase cuadro 3). Además, el contraste de Chow a partir de los errores de previsión para el período 1999 a 2004 así como los contrastes basados en los residuos recursivos (CUSUM y CUSUMQ) apuntan en la misma dirección (véase gráfico 6).

Adicionalmente a estos contrastes conjuntos sobre la estabilidad del modelo, también se ha analizado la estimación recursiva de los coeficientes partiendo de las 45 primeras observaciones y añadiendo cada vez un dato adicional. Como muestra el gráfico 7, los parámetros no han experimentado cambios sustanciales en el período analizado. No obstante, este análisis tiene el problema de que el peso de las últimas observaciones introducidas no es muy grande respecto a la historia de la serie. Para paliar esta limitación, se han realizado estimaciones *rolling-over*, en las que se utiliza una muestra móvil de tamaño constante de 45 observaciones. En este caso, se observa un aumento de la elasticidad a largo plazo de la variable de escala junto con una reducción de la semielasticidad del tipo de interés en el largo plazo y de la sensibilidad a variaciones en la propia variable endógena retardada. El aparente aumento de la elasticidad del PIB podría interpretarse como la mejora en las posibilidades de obtención de fondos como consecuencia de un entorno macroeconómico de menor incertidumbre. Asimismo, también podría estar reflejando el

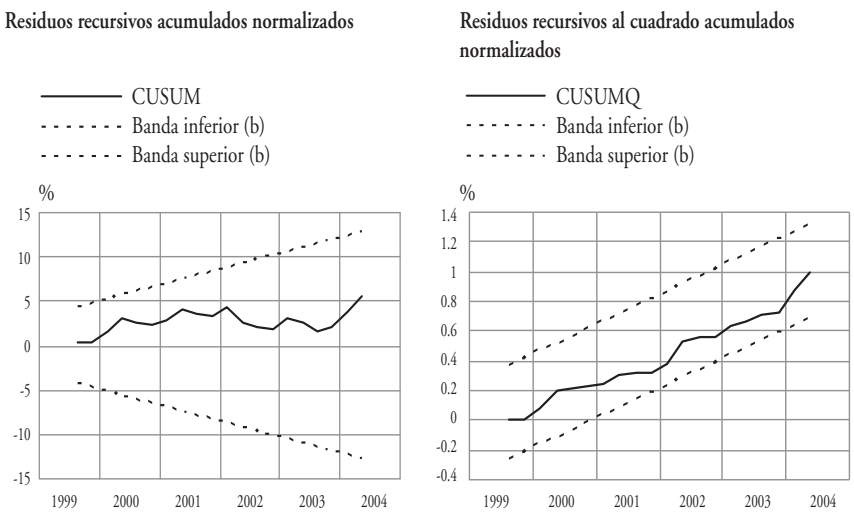
24. Conviene recordar que, como es habitual, este análisis se realiza suponiendo que en promedio el crédito no se ha desviado de sus determinantes teóricos durante el período analizado, es decir la media de las desviaciones es cero.

Cuadro 3.
Contrastes de cambio estructural (a)

Contraste de Chow sobre un cambio estructural				
Puntos de ruptura: desde I trim. 1995 a IV trim. 1999				
Estadístico F			Valores críticos	
	Valor máximo (II trim. 1996)	1.5280	$F(12,41)_{95}$	1.9970
	Valor I trim. 1995	1.4895	$F(12,41)_{90}$	1.7103
	Valor IV trim. 1999	0.7918		
Contraste de Chow a partir de errores de predicción				
Calculado para el periodo III trim. 1999 a II trim. 2004				
Estadístico F		1.0440	$F(20,33)_{95}$	1.8976

a. La hipótesis nula es la ausencia de cambio estructural

Gráfico 6.
Contrastes sobre residuos recursivos (a)

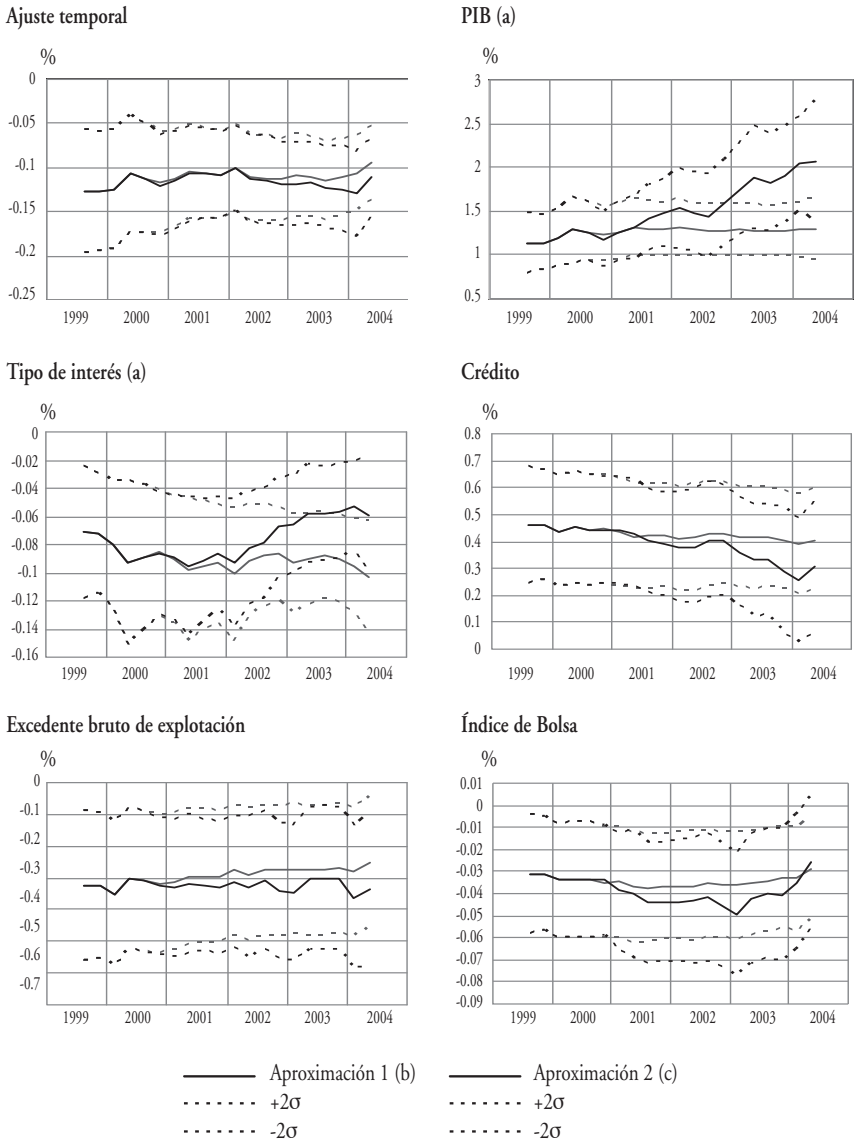


Fuente: Banco de España

a. La hipótesis nula es la estabilidad.
b. Al 5% del nivel de significación.

cambio reciente en la estructura productiva española hacia sectores como la construcción donde esta elasticidad es mayor. Por su parte, la menor semielasticidad al tipo de interés podría sugerir una dependencia de este coeficiente respecto al nivel de esta variable. Así, por ejemplo, cabe pensar que en un contexto de tipos de interés alto variaciones al alza (a la baja) en el tipo de interés pueden tener un

Gráfico 7.
Estabilidad de los parámetros



Fuente: Banco de España

a. Parámetro de largo plazo implícito.
b. Estimación recursiva partiendo de las primeras 45 observaciones.
c. Estimación recursiva eliminando la observación más antigua cuando se añade una nueva, el tamaño muestral es siempre el mismo (45 observaciones).

efecto adicional sobre la financiación si se agota (relaja) la restricción que soportan algunas empresas sobre su capacidad de endeudamiento. Estos resultados deben, en todo caso, interpretarse con cautela debido a las amplias bandas de confianza para los parámetros de largo plazo estimados, posiblemente relacionadas con el reducido número de observaciones utilizado.

En definitiva, los resultados de los contrastes realizados para el conjunto de la muestra apuntan a que las relaciones derivadas de la ecuación presentada pueden considerarse globalmente estables para el período analizado. No obstante, el análisis de *rolling-over* sugiere que los cambios de la economía española durante los últimos años podrían afectar a los parámetros de largo plazo, aunque el tamaño de la muestra no permite aún valorar estos cambios con suficiente precisión.

5. Estimación de un modelo para la financiación ajena con coste de las sociedades no financieras españolas

En esta sección se presentan los resultados de la estimación de una ecuación para un agregado más amplio que incluye, además del crédito de entidades residentes, otras fuentes de recurso ajenos como la captación de fondos a través de la emisión de valores de renta fija y los préstamos procedentes de exterior.

En el cuadro 4 se presentan los principales resultados. Como era esperable, dado el peso del crédito dentro de la financiación, la especificación es muy similar a la anterior, con la principal diferencia, que en este caso el coste de los fondos captados se aproxima por un tipo medio ponderando de los correspondientes a los distintos instrumentos que componen la financiación. Los coeficientes obtenidos no difieren significativamente de los obtenidos con el crédito, si bien se estiman con menor precisión.

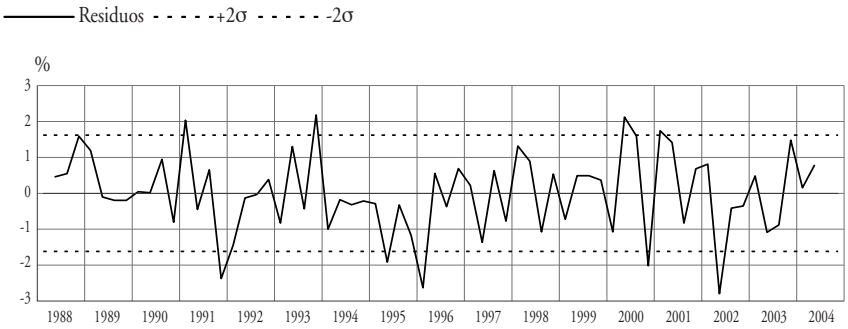
El modelo presenta unas propiedades estadísticas relativamente satisfactorias de modo que se supera, al 10% de significación, el contraste de cointegración, la estabilidad intramuestral de los parámetros es aceptable y no hay signos de autocorrelación en los residuos. En este caso, también se ha evaluado la capacidad predictiva del modelo, computándose los errores cuadráticos medios a distintos horizontes asociados a predicciones tanto dentro como fuera de la muestra para el período 2002:1-2004:2. Los errores son similares a los registrados

Cuadro 4.
Ecuación para la financiación de las sociedades no financieras (a)
Frecuencia trimestral (1987: I-2004: II)

$$\Delta F_t = K + \alpha(F - \beta_1 PIB - \beta_2 i)_{t-1} + \delta_1 \Delta F_{t-1} + \delta_2(\Delta EBE_{t-2} + \Delta EBE_{t-4}) + \delta 3 \Delta BOL_{t-4} + \delta_4 \Delta I1 + \delta_5 \Delta I2 + \varepsilon_t \text{ (b)}$$

	Valor estimado	T-Ratio
Variable		
Ajuste temporal (α)	-0.07	3.55
PIB real (β1)	1.38	2.64
Tipo de interés real (β2)	-0.10	3.48
Financiación real (δ1)	0.45	4.27
Excedente bruto de explotación real (δ2)	-0.14	1.83
Índice de Bolsa (δ3)	-0.04	2.13
Impulso 89:03 (δ4)	-0.02	2.52
Impulso 99:02 (δ5)	0.06	5.65
Constante (K)	-0.23	0.84
Contrastes de bondad del ajuste (c)		
R2 ajustado	0.66	
σε (%)	0.81	
DW	2.24	
Q(1)	1.08	
Q(4)	2.43	
Q(8)	6.46	
MSEt+1	1.45	
MSEt+4	4.74	

Residuos estimación OLS

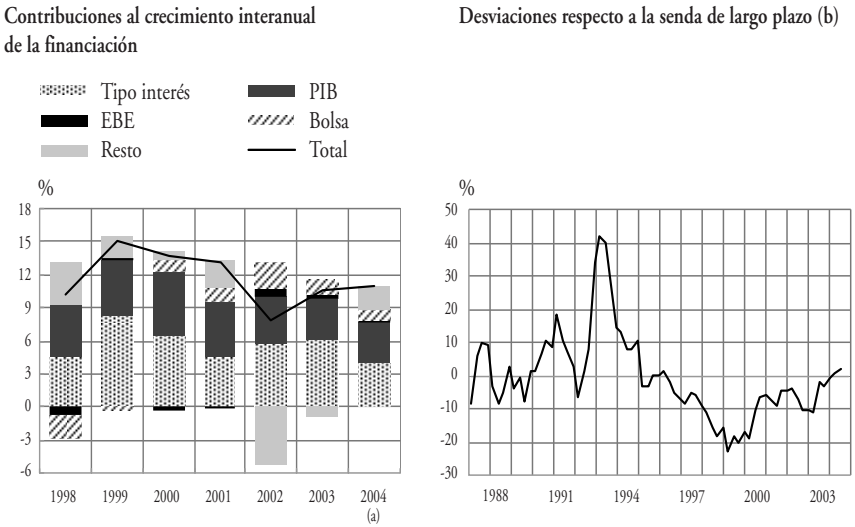


a. La estimación se realiza en una etapa. Las variables están en logaritmos excepto el tipo de interés.

b. L es la financiación, PIB es el producto interior bruto, i es un tipo medio ponderado de los distintos instrumentos que componen la financiación, EBE es el excedente bruto de explotación, BOL es el índice general de la Bolsa de Madrid, I son impulsos que recogen el efecto de las restricciones al crédito y la adquisición de YPF por Repsol, K es una constante y ε es el término de error. Todas las variables, excepto BOL están en términos reales usando el deflactor del PIB.

c. R2 es el coeficiente de determinación ajustado, σε es el error estandar de los residuos, DW es el estadístico Durbin-Watson de autocorrelación de los residuos, Q(k) es el valor estadístico Box-Pierce-Ljung de correlación de orden K de los residuos, y MSEt+i es el error de predicción fuera de la muestra i periodos por delante.

Gráfico 8.
Resultados de la estimación para la financiación de las sociedades no financieras



Fuente: Banco de España

a. Datos hasta el segundo trimestre de 2004.
b. Normalizadas para obtener una media cero en el periodo muestral.

en el caso del crédito para el horizonte más próximo y algo superiores para horizontes más alejados.

El análisis de la contribución, en términos reales, de cada una de las variables explicativas al crecimiento interanual de la financiación, que aparece en el gráfico 8, muestra que la expansión de esta variable desde 1998 se explica, al igual que el crédito, fundamentalmente, por el fuerte descenso registrado en el coste de la financiación en estos años y por el crecimiento de la actividad económica experimentada por la economía española. En este caso, la evolución de los mercados bursátiles parece tener una contribución positiva sobre la demanda de dicho agregado algo superior al registrado en el caso de crédito. Por su parte, el excedente bruto de explotación ha tenido una aportación mas reducida al crecimiento de la financiación, contribuyendo sólo de forma puntual.

Los resultados sobre el nivel de equilibrio de los pasivos con coste son también muy parecidos a los comentados para los fondos prestados por las instituciones de crédito nacionales a las empresas.

6. CONCLUSIONES

Las potenciales implicaciones que la evolución de la financiación de las sociedades tiene sobre la estabilidad macroeconómica y financiera de una economía hacen aconsejable disponer de herramientas que permitan analizar y valorar su trayectoria en cada momento. Con este fin en este trabajo se ha estimado una ecuación para caracterizar los determinantes del crédito de instituciones financieras residentes como de un agregado más amplio.

Los resultados obtenidos sugieren que la financiación de las empresas en España (tanto el crédito como los recursos ajenos totales con coste) viene determinada, a largo plazo, por la actividad económica general, que influye positivamente, y por el coste de los fondos obtenidos, que afecta con signo negativo. La elasticidad a la variable de escala se encuentra en el rango de valores estimados para otros países, mientras que la semielasticidad al tipo de interés resulta ser relativamente elevada. Por otro lado, la evolución a corto plazo se ve influida, además, por el comportamiento de fuentes alternativas de financiación como pueden ser los resultados generados o la facilidad de obtención de fondos en los mercados de renta variable.

Además, el análisis realizado sobre la ecuación estimada no indica la presencia de problemas de estabilidad en los coeficientes. Solamente la estimación *rolling-over* parece sugerir cambios en los parámetros de largo plazo al final de la muestra, que podrían en parte reflejar la contribución reciente del sector inmobiliario y de la construcción así como la presencia de no linealidades. No obstante el tamaño actual de la muestra no permite valorar adecuadamente el efecto que estos cambios pueden producir en los parámetros obtenidos.

Finalmente, la evidencia que se aporta en este artículo sugiere, en líneas generales, que el crecimiento experimentado por la financiación recibida por las sociedades no financieras españolas en los últimos años está en línea con la evolución de sus determinantes. Así, el crecimiento económico registrado en España junto al fuerte descenso de los tipos de interés, parecen haber jugado un papel fundamental a la hora de explicar la expansión de los recursos ajenos con coste del sector. En este sentido, los cambios estructurales de la economía española, a raíz fundamentalmente de su entrada en la UEM, son factores que han permitido aumentar el nivel de endeudamiento sostenible de las empresas. No obstante, esto no debe ocultar que los mayores niveles de deuda alcanzados suponen una mayor exposición

del sector a variaciones inesperadas en el coste de los fondos o en los resultados económicos. Del mismo modo, es preciso insistir en que el análisis realizado aquí toma como referencia el conjunto de las empresas, por lo que no es posible descartar, a partir del mismo, la probabilidad de que alguna de ellas o, incluso, algún subsector concreto, pueda estar expandiendo sus deudas más allá de lo que resultaría coherente con los cambios en su situación particular.

BIBLIOGRAFÍA

BENITO, A. (2003). *"The capital structure decisions of firms: Is there a pecking order".* Documento de Trabajo. Nº 0310. Banco de España

BERNANKE B., M. GERTLER Y S. GILCHRIST (1996)*." The financial accelerator and the flight to quality".* Review of Economic and Statistics, 78, pp 1-15.

BRIGDEN, A. Y P. MIZEN (1999). *"Money, credit and investment in the UK corporate sector".* Working paper series Nº 100, Bank of England.

CALZA, A., C. GARTNER Y J. SOUSA (2001*)."Modelling the demand for loans to the private sector in the euro area".* Working paper 55. European Central Bank. También en Applied Economics, Jan 2003, 35 (1), pp 107-117.

CALZA, A., M. MANRIQUE Y J. SOUSA (2003). *"Aggregate loans to the euro area private sector".* Working paper Nº 202. European Central Bank.

DEANGELO H. Y R. MASULIS (1980). *"Optimal capital structure under corporate and personal taxation".* Journal of Financial Economics 8, pp 3-29.

DE BONDT, G. (1998) *"Financial structure: theories and stylized facts for six EU countries".* De Economist 146, N.2.

DE BONDT, G. (2002) *"Euro area corporate debt securities market: first empirical evidence".* Working paper Nº 164. European Central Bank.

FASE, M.M.G. (1995*)."The demand for commercial bank loans and the lending rate".* European Economic Review, 39, pp 99-115.

FOCARELLI, D. Y P. ROSSI (1998). *"La domanda di finanziamenti bancari in Italia e nelle diverse aree del Paese (1984-1996)".* Temi di discussione Nº 333. Banca D'Italia.

HARTMANN, P., A. MADDALONI Y S. MANGANELLI (2003). *"The Euro area financial system: structure, integration and policy initiatives".* Documento de Trabajo. Nº 230. Banco Central Europeo.

HERNANDO, I. Y C. MARTÍNEZ CARRASCAL (2003). *"The impact of financial variables on firms' real decisions: evidence from Spanish firm-level data".* Documento de Trabajo. Nº 0319. Banco de España.

HOFMANN, B. (2001). *"The determinants of private sector credit in industrialised countries: do property prices matter?".* Working papers Nº 108, BIS.

HOLMSTRON B. Y J.TIROLE (1997) *"Financial intermediation, loanable funds, and the real sector*" The Quarterly Journal of Economics. Vol. 112(3), pp.663-691

JIMENEZ G., SALAS V. Y J. SAURINA (2004) "*The determinants of collateral"* Documento de Trabajo. Nº 0420. Banco de España

LAMONT O.A. (2000) *"Investment plans and stock returns*" The Journal of Finance. Vol. LV, No 6.,2719-2745

KAKES, J. (2000*). "Identifying the mechanism: is there a bank lending channel of monetary transmission in the Netherlands?"* Applied Economics Letters, 7, pp 63-67

MANRIQUE, M. Y F. SÁEZ (1998*)."Un análisis desagregado de la demanda de activos líquidos y de la demanda de crédito de las familias y de las empresas no financieras".*Boletín Económico, Marzo. Banco de España.

MARTÍNEZ CARRASCAL, C. (2004). *"La presión financiera y el comportamiento reciente de la inversión productiva privada en España "* Boletín Económico, Noviembre, pp 95-99. Banco de España.

MILLER M.H. (1977) "*Debt and Taxes*" Journal of finance 32, pp.261-275

MODIGLIANI, F. Y M.H. MILLER (1958). *"The cost of capital, corporate finance and the theory of investment"* American Economic review, 48, pp 261-297.

MODIGLIANI, F. Y M.H. MILLER (1963) "*Corporate Income Taxes and the cost of capital: a Correction"* American Economic Review, 53, pp. 433-443.

MYERS S.C. (1984). "*The capital structure puzzle*" Journal of Finance 39, pp 575-592

MYERS S.C. Y N.S. MAJLUF (1984). "*Corporate financing and investment decisions what firms have information the investors do not have".* Journal of Financial Economics 13, pp. 187-221

NIETO, F. (2004). *"La evolución de la composición de los pasivos de las sociedades no financieras españolas".* Boletín Económico, Marzo, pp 61-69. Banco de España.

PETERSEN M. Y R. RAJAN (1994). *"The benefits of lending relationships: evidence from small business data*". Journal of Finance, 49(1), pp 3-37.

RAJAN R Y L. ZINGALES (1998). *"Financial dependence and growth*". American Economic Review, 88, pp 559-586.

RAJAN R Y L. ZINGALES (2003). "*Banks and markets: the changing character of European finance*" 2nd ECB central bank conference.

STIGLIZ J. Y A. WEISS (1981). "Credit *rationing in markets with imperfect information*". American Economic Review. 71, pp 393-410.

La productividad en la sociedad de la información: impacto de las nuevas formas de organización del trabajo*

Rocío Sánchez-Mangas
Universidad Autónoma de Madrid

Abstract

The comparison between the productivity growth patterns in Europe and the United States from the second half of the nineties reveals two interesting features. On one side, the contribution of ICT seems crucial to explain the higher productivity growth in the United States. On the other side, ICT have been combined with new organizational methods to a higher extent in the American economy than in the European countries. In this paper we analyze the complementarity between ICT and new work practices using a panel of Spanish manufacturing firms. We find that firms operating in ICT intensive sectors perform better in terms of productivity if they adopt new organizational methods.

1. Introducción

La evolución de la productividad es una de las preocupaciones constantes por parte de los gestores de política económica y el entorno

*. Quiero expresar mi agradecimiento a Juan Francisco Jimeno, Emilio Ontiveros, Juan Manuel Eguiagaray, Omar Licandro, Stephan Fahr, el editor y dos evaluadores anónimos por sus comentarios y sugerencias. Todos los posibles errores son responsabilidad de la autora. Agradezco la ayuda financiera del Laboratorio de la Fundación Alternativas para la realización del Documento de Trabajo 81/2005, germen del presente artículo. También quiero agradecer la ayuda financiera del Instituto Universitario Europeo de Florencia y de los proyectos SEJ2006-04957/ECON del Ministerio de Educación y Ciencia y CCG06-UAM/HUM-0452 de la Universidad Autónoma de Madrid y la Comunidad de Madrid.

empresarial. En la era de la Nueva Economía, basada en la información y el conocimiento como motores de la productividad y la competitividad, es indudable la importancia creciente de las tecnologías de la información y las comunicaciones (TIC) y las nuevas formas de organización del trabajo.

Uno de los aspectos más destacados al analizar la evolución de la productividad en el contexto internacional en los últimos años es el diferente comportamiento observado en Estados Unidos y en los países de la Unión Europea. Así, la economía estadounidense asiste en la segunda mitad de los noventa a un claro repunte en el crecimiento de la productividad que no se observa en Europa. Han sido muchos los autores que han atribuido a las TIC un papel importante en el comportamiento de la productividad en Estados Unidos. Entre los trabajos más destacados en este sentido podemos citar los de Oliner y Sichel (2000), Stiroh (2002), Jorgenson, Ho y Stiroh (2003), Gordon (2003) o van Ark et al. (2003). Dada la consideración de las TIC como tecnologías de uso general, su contribución al crecimiento de la productividad se centra no sólo en los sectores productores de TIC sino también en aquellos otros con un destacado uso de las nuevas tecnologías. De hecho, cuando se analiza el comportamiento de la productividad en Estados Unidos y Europa en la segunda mitad de los noventa, las diferencias se dan en esta doble vertiente. Por un lado, los sectores que producen TIC tienen menor importancia relativa en Europa en comparación con lo que ocurre en Estados Unidos. Por otro lado, la penetración de dichas tecnologías en otros sectores se está produciendo en Europa a un ritmo más lento. Pueden encontrarse, no obstante, importantes diferencias entre los países europeos, básicamente entre los países del norte de Europa, con procesos de adopción de las TIC más rápidos y los países del sur, donde la penetración es más lenta y por tanto la contribución de las TIC al crecimiento es menor (Daveri (2000)).

Otra posible explicación del diferente comportamiento de las economías europeas y la estadounidense tiene que ver con las características intrínsecas de las TIC. Para que la introducción de nuevas tecnologías se traduzca en mayores crecimientos de la productividad es necesario contar con un contexto adecuado que posibilite su utilización eficiente (Brynholfsson y Hitt, 2000). En este sentido, es necesario que empresas y trabajadores se adapten a nuevas formas organizativas que hagan posible el aprovechamiento de todas las ventajas potenciales derivadas de las TIC. Si hace unos años los sistemas pro-

ductivos se caracterizaban por la producción en masa de productos homogéneos, hoy día el entorno económico se caracteriza por el alto grado de diferenciación de productos y servicios. En este nuevo contexto, el cambio organizativo y en concreto la transición hacia formas organizativas más flexibles puede contribuir al crecimiento de la productividad a través de la utilización eficiente de las nuevas tecnologías. En este sentido, TIC y nuevas formas organizativas aparecen como factores complementarios para la obtención de mayores niveles de productividad.

En este trabajo tratamos de analizar este fenómeno. La Sección 2 describe la incidencia de las nuevas prácticas organizativas en la sociedad de la información y su efecto sobre la productividad en el contexto internacional. La Sección 3 analiza el fenómeno en España utilizando para ello un panel de empresas manufactureras en el período 1990-2002. Tras la descripción de los datos, se formula y discute el modelo econométrico y se presentan los resultados de estimación. Por último, la Sección 4 recoge las conclusiones del trabajo.

2. CAMBIO ORGANIZACIONAL Y PRODUCTIVIDAD EN LA SOCIEDAD DE LA INFORMACIÓN

Uno de los cambios más evidentes que suponen las nuevas tecnologías en el seno de las empresas se refiere a la mayor demanda de trabajadores altamente cualificados. El uso de las TIC requiere la existencia en la empresa de personal con conocimientos y habilidades suficientes para afrontar con éxito cambios que se producen a velocidades cada vez mayores. De hecho, en un porcentaje creciente de empresas, especialmente del sector servicios, su principal activo no se refleja en los elementos tangibles, sino que viene dado por el conocimiento de sus empleados.

Con el objetivo de determinar la importancia estadística de este fenómeno, la demanda creciente de trabajadores capaces de generar ideas y conocimiento, varios autores han analizado los cambios que se han producido en los patrones laborales, utilizando para ello el marco conceptual desarrollado por Wolff y Baumol (1989), que aún hoy sigue vigente. Estos autores clasifican las ocupaciones en dos grandes categorías: relativas a la información y no relativas a la información. Las relativas a la información se dividen a su vez en dos grupos: ocupaciones relacionadas con la manipulación de información y

aquellas que tienen que ver con la generación de conocimiento (ingenieros, científicos, especialistas informáticos, directivos). Brinkley y Lee (2007) señalan que en Estados Unidos en el período 1995-2005, el crecimiento del empleo basado en el conocimiento fue del 20.9%. En Europa en el mismo período el empleo creció un 23.9% en las industrias intensivas en conocimiento, mientras que en el resto de industrias el crecimiento fue sólo del 5.7%, existiendo, no obstante, diferencias importantes entre países (Eurostat (2005)). Según estas cifras, por tanto, el impulso de la economía del conocimiento es comparable en Estados Unidos y Europa. Sin embargo, mientras que en la economía americana dicho impulso se ha visto acompañado de un crecimiento de la productividad, no ha ocurrido lo mismo en el caso europeo. Bloom et al (2005), entre otros, apuntan al papel de las nuevas prácticas de trabajo como una de las causas de la brecha de productividad entre las dos áreas.

La mayor cualificación de los trabajadores es una condición necesaria, aunque no suficiente, para el aprovechamiento de las ventajas potenciales derivadas de la introducción de las TIC. Las nuevas tecnologías permiten nuevas formas de relación en las empresas. El contexto de la sociedad de la información y el conocimiento requiere profesionales capaces de adquirir múltiples habilidades y fomenta la extensión de nuevas prácticas de trabajo, como el teletrabajo, las estructuras menos jerárquicas, la formación en la empresa, la participación de los empleados en la toma de decisiones y en los beneficios, la organización del trabajo en equipos autónomos o los sistemas de remuneración basados en objetivos.

Algunas de estas prácticas tienen una incidencia mucho más destacada que otras, dado que su introducción en la estructura organizativa es relativamente más sencilla y menos costosa. Una de las prácticas que están experimentando un mayor crecimiento en los últimos años es el teletrabajo. El inicio del teletrabajo se puede situar en Estados Unidos en el inicio de la década de los setenta y ha crecido en los últimos años de forma tan espectacular que en el año 2002 el 24% de los trabajadores estadounidenses desarrollaba su trabajo mediante esta nueva práctica (SIBIS, 2003). Desde 2002 hasta 2006, el número de teletrabajadores ha crecido en Estados Unidos un 39% (WorldatWork (2007)). También en la Unión Europea el teletrabajo es una práctica en expansión, puesto que si sitúa en 2002 en el 13% del total del empleo, cuando tres años antes era sólo del 6% (SIBIS (2003)).

Probablemente el teletrabajo es una de las prácticas más novedosas y más estrechamente ligadas al uso de las TIC. Sin embargo, existen otro tipo de prácticas que también se están extendiendo en los últimos años y que apuntan a una mayor flexibilidad en las formas organizativas. Algunas de ellas facilitan el mejor aprovechamiento de las ventajas que ofrecen las TIC.[1] Ramsay et al (2000) identifican una serie de prácticas que pueden englobarse en los siguientes bloques temáticos:

- Información y comunicación: existencia de mejores canales de información de la dirección a los empleados y en sentido inverso, participación de los empleados en la toma de decisiones.
- Sistemas de retribución: existencia de sistemas retributivos basados en incentivos (primas, etc.), participación de los empleados en los beneficios de la empresa.
- Equipos de trabajo: existencia de grupos de trabajo que funcionen de forma autónoma y resuelvan problemas específicos relativos a determinados aspectos, como calidad, entre otros.
- Sistemas de representación de los empleados: existencia de sindicatos en la empresa que representen a los trabajadores en cuestiones relativas a formación, contratación, sistemas de retribución, seguridad en el trabajo, etc.
- Sistemas de formación: fomento por parte de la empresa de cursos de formación, tanto relativos a aspectos específicos del trabajo como más generales, relativos a resolución de problemas, habilidades para la comunicación, etc.
- Sistemas de calidad: implantación de métodos como el *just in time*, existencia de controles de calidad de productos y servicios, encuestas de satisfacción a los clientes, registro de quejas y reclamaciones, etc.
- Sistemas de contratación y selección de personal: selección basada en motivación, experiencia, habilidades y comunicación; evaluación periódica del desempeño para empleados de todos los niveles, políticas de diversidad, etc.

Muchas de estas prácticas suponen dotar de más responsabilidad a los empleados no pertenecientes al nivel directivo y fomentar la

1. Para un análisis más detallado de la introducción de nuevas prácticas de trabajo y TIC, véase Sánchez-Mangas (2005).

comunicación horizontal en la empresa. Para ello, se requieren estructuras organizativas heterárquicas, en contraposición a las tradicionales estructuras jerárquicas. En definitiva, se trata de dotar a las organizaciones de mayor flexibilidad para aprovechar todas las ventajas de la puesta en común de la información (Ontiveros et al, 2004).

Existe evidencia de que la adopción de cambios organizativos basados en la incorporación de nuevas prácticas de trabajo está asociado en muchos casos a la penetración de las TIC en las empresas (en el caso del teletrabajo la conexión es obvia). Si bien es cierto, según ciertos estudios, que en muchos casos las empresas no perciben la incorporación de TIC como una motivación importante para el cambio organizativo, también es cierto que la incorporación de TIC está presente en mayor proporción en aquellas empresas que adoptan algunas de las nuevas prácticas de trabajo antes mencionadas que en aquellas que no han adaptado sus métodos organizativos. Evidencia de este fenómeno puede encontrarse, por ejemplo, en los trabajos de Hempell (2003) o Hempell y Zwick (2005) para empresas alemanas o en OECD (2001), donde se ofrece un análisis comparativo entre distintos países. Según este último trabajo, la combinación de TIC y nuevas prácticas de trabajo es mayor en Estados Unidos que en Europa, lo que podría explicar los peores resultados de los países europeos en términos de productividad.

En este sentido, existen en la literatura un buen número de trabajos que encuentran relación positiva entre la adopción de nuevas prácticas de trabajo y el crecimiento de la productividad, especialmente cuando dichas prácticas se utilizan de forma conjunta y cuando son combinadas con la incorporación de nuevas tecnologías. Entre los trabajos que ponen de manifiesto esta relación para Estados Unidos podemos citar Black y Lynch (2000), Askenazy y Gianella (2000) y Bresnahan et al (2002). En el contexto europeo cabe citar los trabajos de Caroli y Van Reenen (1999) para Francia y Reino Unido, Coutrot (2000) para Francia, Ramsay et al (2000) para el Reino Unido, Adison et al (2000) para Reino Unido y Alemania, Bertschek y Spitz-Oener (2003) y Bertschek y Kaiser (2004) para Alemania. Una comparativa para los distintos países europeos puede encontrarse en Bellessiotis (2003).

En el caso concreto de España, en lo que se refiere a las TIC, su importancia y contribución al crecimiento ha sido analizada, entre otros, por Hernando y Núñez (2004) ó Mas Ivars y Quesada Ibáñez (2006). Como señalan estos últimos autores nuestro país destaca por

la escasa importancia que tiene el sector productor TIC en comparación con otras economías. En cuanto al sector usuario de TIC, hay diferencias sectoriales importantes. Es interesante señalar que, como destacan estos autores, si bien los sectores no intensivos en uso de TIC son los de mayor peso en el output, los sectores intensivos en el uso de TIC son los que más han contribuido al crecimiento de la productividad del trabajo en los últimos años. Por lo que respecta a los cambios organizativos que han tenido lugar en las empresas en los últimos años, los datos son bastante escasos en España en comparación con otros países. Los datos de la Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo (1999-2004) permiten analizar una serie de prácticas de trabajo relativas a la participación de los empleados en la toma de decisiones, la organización del trabajo en equipos autónomos, la posibilidad de los empleados de opinar sobre aspectos relativos al trabajo a realizar, la valoración por parte de la empresa de las opiniones de los empleados, el conocimiento por parte de los empleados de los objetivos de la empresa, el teletrabajo, las actividades de formación, la remuneración mediante primas o la participación de los empleados en los beneficios. De acuerdo con estos datos, no parece existir evidencia de que en el período 1999-2004 se hayan producido en las empresas españolas cambios organizativos importantes, al menos en lo que se refiere a las prácticas mencionadas. En ninguna de ellas es posible encontrar un patrón claro de tendencia creciente, con la excepción del teletrabajo y la valoración de las opiniones de los empleados.[2]

3. TIC, CAMBIO ORGANIZATIVO Y PRODUCTIVIDAD EN ESPAÑA

3.1. Los datos

Los datos utilizados en este estudio provienen de la Encuesta sobre Estrategias Empresariales (ESEE) llevada a cabo por la Fundación Empresa Pública. Contiene información anual sobre el balance de situación y otras variables económicas relativa a unas 3500 empresas manufactureras españolas durante el período 1990-2002.

2. La información contenida en la ECVT (1999-2004) no permite analizar la incidencia de las TIC conjuntamente con la introducción de nuevos métodos de organización y el efecto de ambos factores sobre la productividad. Para este análisis utilizamos los datos de la Encuesta sobre Estrategias Empresariales (ESEE) descrita en la Sección 3.

El número medio de empleados es 221 y la mediana se sitúa en 48. El Cuadro 1 contiene la distribución de las empresas en función del tamaño de la plantilla. Estos datos reflejan la elevada presencia de pequeñas y medianas empresas.[3] Con respecto al sector de actividad, la distribución aparece en el Cuadro 2. Los sectores con mayor presencia son los de Alimentación, bebidas y tabaco, Textil y confección y Metalurgia y fabricación de productos metálicos.

Cuadro 1.
Distribución en función del número de empleados

Número de empleados	Porcentaje
20 o menos	26.34
Entre 21 y 50	24.51
Entre 51 y 100	8.15
Entre 101 y 200	9.16
Entre 201 y 500	21.32
Más de 500	10.52

Fuente: Elaboración propia a partir de ESEE (1990-2002)

Cuadro 2.
Distribución en función del sector de actividad

Sectores SEC-95		Porcentaje
DA	Alimentación, bebidas y tabaco	14.61
DB	Textil y confección	10.48
DC	Cuero y calzado	3.21
DD	Madera y corcho	2.56
DE	Papel, edición y artes gráficas	8.17
DG	Química	7.46
DH	Transformación del caucho y plásticos	5.50
DI	Productos minerales no metálicos	7.06
DJ	Metalurgia y fabricación de productos metálicos	12.41
DK	Construcción de maquinaria y equipo mecánico	7.37
DL	Material y equipo eléctrico, electrónico y óptico	7.81
DM	Material de transporte	6.17
DN	Manufacturas diversas	7.19

Fuente: Elaboración propia a partir de ESEE (1990-2002)

La ESEE no ofrece información demasiado detallada sobre el uso de TIC y la implantación de nuevas formas de organización del tra-

3. Es necesaria cierta cautela a la hora de extrapolar esta información al conjunto de las empresas industriales españolas. Así, según datos del DIRCE (Directorio Central de Empresas), a 1 de enero de 2007, el 90.68% de dichas empresas tiene menos de 20 empleados, proporción que en la muestra aquí analizada se sitúa en el 26.34%. Agradecemos a un evaluador anónimo este comentario.

bajo en las empresas. Una de las variables relativas al uso de TIC que está disponible en la encuesta y que ha sido utilizada con ciertas variantes por algunos autores (Greenan et al. (2001)) es el porcentaje que la inversión en equipo informático supone sobre la inversión total en capital físico que realiza la empresa. Dicho porcentaje varía en la muestra entre 0 y 100, siendo la media 7.4% y la mediana 0.7%, reflejando una distribución muy asimétrica de esta variable. Existen otras variables en la ESEE relativas al uso de nuevas tecnologías, pero presentan algunos problemas que hacen difícil su uso para definir un indicador de uso TIC en base a la información individual de la encuesta. Por ello, en este trabajo utilizamos información sectorial sobre el uso de TIC siguiendo a Mas Ivars y Quesada Ibáñez (2006). Estos autores identifican sectores de actividad intensivos y no intensivos en uso de TIC.[4] Siguiendo dicha clasificación, los sectores que en la muestra utilizada en este trabajo pueden identificarse como intensivos en uso de TIC son los de Papel, edición y artes gráficas y Material y equipo eléctrico, electrónico y óptico. Según los datos del Cuadro 2, el porcentaje de empresas operando en estos sectores supone aproximadamente un 16% del total en la industria manufacturera española.

En lo que se refiere a la adopción de nuevos métodos organizativos, las empresas ofrecen información sobre las innovaciones de proceso obtenidas durante el año. Existen cuatro posibles situaciones en que puede encontrarse la empresa: no haber obtenido innovaciones de proceso, haber obtenido innovaciones de proceso consistentes en la introducción de nuevas máquinas en el proceso productivo, haber obtenido innovaciones de proceso consistentes en la introducción de nuevos métodos organizativos, y por último, innovaciones de proceso basadas en la introducción de nuevas máquinas y nuevos métodos organizativos. Un 63.3% de las observaciones corresponden a pares (empresa, año) en los que no se registra innovación de proceso, un 16.21% corresponde a innovaciones de proceso mediante introducción de nuevas máquinas y aproximadamente un 20% a innovaciones en las que ha habido reformas organizativas, ya sea de forma aislada o con la introducción conjunta de nuevas máquinas.

El objetivo de este estudio es analizar si en el caso español, en concordancia con lo que ocurre en otros países, los mejores resultados en

4. La clasificación de estos autores está basada en el total de la economía, mientras que la base de datos utilizada en este trabajo está referida sólo a manufacturas.

términos de productividad se dan en aquellas empresas que combinan TIC y nuevos métodos organizativos frente a aquellas otras que utilizan las TIC de forma aislada. Para tratar de proporcionar evidencia descriptiva al respecto, clasificamos a las empresas en dos categorías: 1) empresas innovadoras: aquellas que han registrado innovaciones de proceso al menos el 20% de períodos en que son observadas; 2) empresas no innovadoras: el resto de empresas.[5] Según esta definición, aproximadamente un 57% de las empresas son innovadoras. Dentro de las empresas innovadoras, consideramos dos tipos. Corresponden al tipo 1 aquellas empresas innovadoras en las que más del 50% de las innovaciones de proceso registradas corresponden a la combinación de nuevas máquinas y nuevos métodos organizativos. Son empresas innovadoras de tipo 2 aquellas en las que la combinación de ambos factores se ha dado en un porcentaje no superior al 50%.[6] Según estas definiciones, aproximadamente el 45% de empresas innovadoras en la muestra utilizada corresponden al tipo 1. El Gráfico 1 recoge la productividad media anual del trabajo, medida como valor añadido (en miles de euros de 1990) por empleado.

Como puede comprobarse, los niveles de productividad de las empresas no innovadoras se sitúan por debajo de los correspondientes a las innovadoras. Entre las empresas innovadoras, es destacable que aquellas que mayoritariamente combinan nuevas máquinas y nuevos métodos organizativos registran mayores niveles de productividad que aquellas que combinan ambos factores en menor medida.[7]

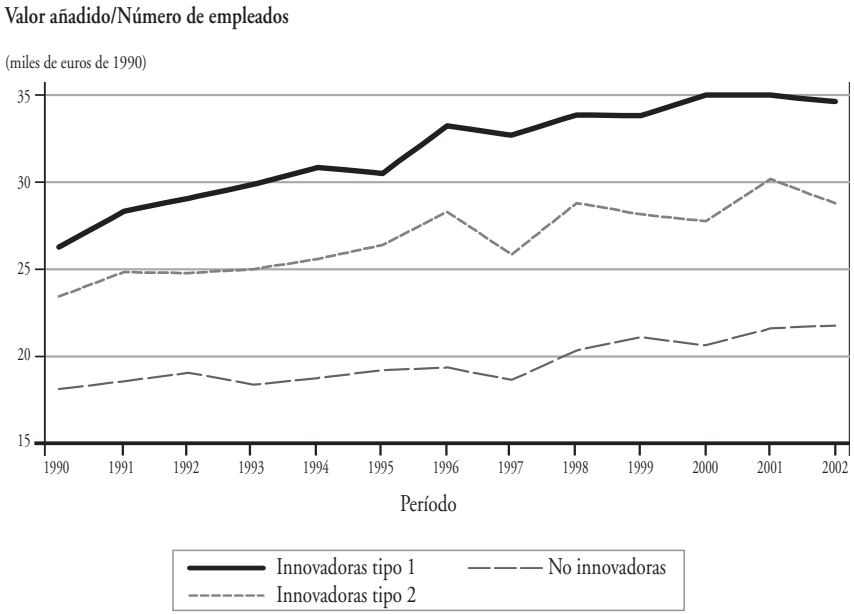
---

5. Una definición similar de empresas innovadoras puede encontrarse en Licandro et al. (2005). Según esta definición, resulta que las empresas observadas durante un período igual o inferior a 5 años serán consideradas innovadoras si registran innovaciones de proceso al menos uno de esos años. Las observadas en un período de entre 6 y 10 años serán consideradas innovadoras si innovan al menos durante 2 años, y finalmente, las observadas durante más de 10 años (el máximo en la muestra es 13 años) lo serán si innovan durante al menos 3 años.

6. Aunque la variable de innovaciones de proceso basadas en la introducción de nuevas máquinas no recoge realmente el uso de TIC por parte de la empresa, puede entenderse que las nuevas máquinas introducidas llevan el progreso técnico incorporado, y que buena parte de ese progreso se puede atribuir a las TIC, como ha sido señalado por varios autores para diferentes países. Por tanto, se podría entender dicha variable, la innovación de proceso mediante la introducción de nuevas máquinas, como una primera aproximación descriptiva al uso de TIC en la empresa. Para un análisis más formal véase la Subsección 3.2.

7. Estos resultados se mantienen ante definiciones alternativas de empresas innovadoras. Por ejemplo, si se consideran como innovadoras aquellas empresas que registran innovaciones de proceso al menos el 50% de los períodos en que son observadas, la diferencia de productividad entre innovadoras y no innovadoras es aún mayor que la mostrada en el Gráfico 1. Por otro lado, aunque las innovadoras tipo 1 siguen registrando con esta definición alternativa mayores niveles de productividad que las innovadoras de tipo 2, la diferencia entre ambas disminuye. Estos resultados pueden ser solicitados a la autora.

Gráfico 1.
Productividad media del trabajo



3.2. El modelo econométrico

Como se ha comentado, los datos utilizados en este trabajo son un panel de empresas que cubre un período de 13 años, de 1990 a 2002. Sin embargo, de cara a poder explotar la estructura de panel de los datos, la muestra presenta dos dificultades: 1) algunas variables de interés no se han recogido anualmente, sino cada cuatro años, en 1990, 1994, 1998 y 2002. Es el caso de variables relativas al empleo intensivo en conocimiento.[8] Como se ha mencionado, este fenómeno tiene especial relevancia en la sociedad de la información; 2) la variable que recoge la obtención de innovaciones de proceso por la empresa contiene información anual para todo el período 1990-2002, pero la variable que indica el tipo de innovación (introducción de nuevas máquinas, nuevos métodos de organización o ambas cosas) comienza a recogerse anualmente en 1991. Por tanto, en prin-

8. En concreto, utilizamos el porcentaje de ingenieros y licenciados y el porcentaje de empleados trabajando en actividades de I+D. Para una explicación detallada de las variables consideradas, véase el Apéndice.

cipio el análisis podría llevarse a cabo con información de los años 1994, 1998 y 2002. No obstante, de cara a ganar una sección cruzada adicional, se ha utilizado la información sobre la obtención de innovaciones de proceso en 1990.

Las características de los datos hacen que para poder explotar la estructura de panel disponiendo del mayor número de observaciones posible por empresa debamos restringirnos a empresas observadas en 1990, 1994, 1998 y 2002. Esto puede plantear un problema importante de sesgo de selección, puesto que supone restringir la muestra a un panel de empresas que han estado activas durante esos 13 años, dejando fuera del análisis empresas nuevas que puedan entrar en un determinado año del período considerado y aquellas otras que cesan su actividad tras atravesar por dificultades. Este sesgo de selección puede ser importante en el estudio de la penetración de las TIC y las nuevas formas organizativas. Dadas estas dificultades, para evitar en lo posible el sesgo de selección decidimos utilizar la muestra completa. Sin embargo, el escaso número de observaciones por empresa hacía difícil poder explotar de forma adecuada la estructura de panel de los datos. Por ello nuestro análisis se centra en el pool de secciones cruzadas. No obstante, tratamos de identificar efectos individuales invariantes en el tiempo, como comentamos más adelante.

Suponemos que las empresas producen un bien homogéneo siguiendo una tecnología Cobb-Douglas en la que utilizan capital y trabajo como factores productivos. El modelo básico puede formularse como:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + a_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (1)$$

donde y_{it} representa el logaritmo del valor añadido de la empresa i en el período t, k_{it} es el logaritmo del capital instalado, l_{it} es el logaritmo del empleo, a_{it} representa el nivel de Productividad Total de los Factores y ε_{it} recoge posibles errores de medida.

Bajo los supuestos de rendimientos constantes de escala y competencia perfecta, la elasticidad de cada factor representa la participación de dicho factor en el coste total, es decir, $\beta_j=s_j$, para $j=k,l$, donde s_j es la proporción que el coste asociado al factor j representa sobre el coste total (o sobre el valor añadido). Sin embargo, si hay cierto grado de competencia, las igualdades anteriores no se satisfacen. En este

caso, la elasticidad del factor *j* viene dada por $\beta_j=\mu s_j$, donde μ representa el grado de poder de mercado. Si además suponemos la posible existencia de rendimientos no constantes de escala y denotamos por λ el parámetro que recoge dichos rendimientos, podemos escribir el modelo básico anterior como:

$$y_{it} = \lambda k_{it} + \mu s_l (l_{it} - k_{it}) + a_{it} + \varepsilon_{it} \tag{2}$$

Bajo los supuestos de rendimientos constantes y competencia perfecta se tiene que $\lambda=1$ y $\mu=1$.

La Productividad Total de los Factores a_{it} en (2) puede descomponerse como:

$$a_{it} = \eta_i + \eta_t + \omega_{it} \tag{3}$$

donde η_i es un efecto individual invariante en el tiempo que representa diferencias sistemáticas de productividad entre las empresas, η_t recoge shocks agregados que afectan por igual a todas las empresas y ω_{it} recoge otros componentes de la productividad inobservables para el económetra, shocks idiosincráticos que la empresa conoce en su problema de decisión y en base a los cuales determina la elección de sus inputs.

Consideramos tres grupos de empresas:

1. Empresas que no operan en sectores intensivos en uso de TIC
2. Empresas que operan en sectores intensivos en uso de TIC pero no adoptan reformas organizativas
3. Empresas que operan en sectores intensivos en uso de TIC y adoptan reformas organizativas.

Para esta clasificación, identificamos las empresas que operan en sectores intensivos en uso de TIC siguiendo la clasificación de Mas Ivars y Quesada Ibáñez (2006), como se ha comentado anteriormente. En cuanto a las reformas organizativas, identificamos las empresas que llevan a cabo dichas reformas como aquellas en que se dan estas dos condiciones: 1) son innovadoras, es decir, registran innovaciones de proceso al menos el 20% del período en que son observadas (Licandro et al (2005)); 2) más de la mitad de las innovaciones de proceso registradas durante el período corresponden a la introducción de reformas organizativas, ya sea de forma aislada o

con la introducción simultánea de nuevas máquinas.[9]

Parametrizando el componente η_i mediante variables dummy para los tres grupos de empresas antes mencionados podemos contrastar la existencia de diferencias en los niveles de productividad de los tres grupos. Un enfoque similar ha sido utilizado por Griffith (1999) para analizar las diferencias de productividad en empresas que operan en el Reino Unido en función de su propiedad (británicas o extranjeras) y por Fariñas y Martín-Marcos (2007) en el caso de empresas españolas, para analizar diferencias de productividad entre empresas exportadoras y no exportadoras.

Podemos escribir el modelo como:

$$y_{it} = \lambda k_{it} + \mu x_{it} + \gamma' z_{it} + \eta_i + \eta_t + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (4)$$

donde $x_{it} = s_l(l_{it} - k_{it})$ es la variable que recoge el posible incumplimiento del supuesto de competencia perfecta, el vector z_{it} incluye algunas variables de control y γ es el conjunto de parámetros asociados a las variables en z_{it}.

En cuanto a las variables de control, como se ha comentado anteriormente, la literatura relativa al efecto de las TIC en la productividad refleja la importancia fundamental de contar en la empresa con una mano de obra suficientemente cualificada capaz de aprovechar todas las ventajas potenciales de las TIC. Hemos utilizado dos variables de la ESEE que nos permiten medir este hecho. Por un lado, el porcentaje de empleados con una titulación universitaria y, por otro lado, el porcentaje de trabajadores que desarrollan actividades relacionadas con I+D. Además de estas variables, también hemos considerado el hecho de que la empresa pertenezca a un grupo de empresas. Esto puede fomentar una incorporación más rápida de las TIC y las nuevas prácticas de trabajo gracias a los canales de comunicación que puedan existir entre las distintas empresas del grupo.

Desde el punto de vista econométrico el modelo a estimar, una función de producción, presenta algunos problemas importantes, apuntados entre otros por Griliches y Mairesee (1998). Puede existir sesgo debido a la omisión de variables y/o a la simultaneidad en la elección de los factores productivos y el output. Tratamos de

9. Como se ha comentado, en 1990 está disponible la variable que recoge si la empresa ha obtenido innovaciones de proceso, pero no la que indica el tipo de innovación. Por tanto, de cara a calcular el porcentaje de períodos en que una empresa ha registrado innovaciones basadas en la introducción de reformas organizativas, sólo ha podido utilizarse información desde 1991.

resolver este problema siguiendo la estrategia propuesta por Olley y Pakes (1996). Este enfoque ha sido utilizado, entre otros, por Bugamelli y Pagano (2004). Bajo el supuesto de que el trabajo es un factor variable, su elección sólo se ve afectada por el nivel de productividad presente. El otro factor productivo, el capital, lo consideramos fijo. Está afectado por la distribución del nivel de productividad presente condicional a la información pasada y por los valores pasados de la productividad. Condicionando a las observaciones con inversión estrictamente positiva, Pakes (1994) muestra que la inversión es una función estrictamente creciente de la productividad:[10]

$$i_{it} = f(\omega_{it}, k_{it}) \tag{5}$$

donde i_{it} representa la inversión llevada a cabo por la empresa. Dicha función puede invertirse, lo que permite escribir el componente ω_{it} de la productividad en términos de variables observables (i_{it}, k_{it}):

$$y_{it} = \lambda k_{it} + \mu x_{it} + \gamma' z_{it} + \eta_i + \eta_t + g(i_{it}, k_{it}) + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

donde $g(.)$ es una función creciente en sus argumentos, que especificamos alternativamente como una función lineal o cuadrática en la inversión. Esta especificación también es utilizada por Olley y Pakes (1996) y Bugamelli y Pagano (2004).

3.3. Resultados de estimación

Los resultados de estimación de los modelos anteriores se muestran en el Cuadro 3. En la columna 1 aparece la estimación MCO del modelo básico que sólo considera el capital y el trabajo y el posible incumplimiento de las hipótesis de rendimientos constantes de escala y competencia perfecta, donde la variable x viene dada por $x_{it} = s_l(l_{it} - k_{it})$. La columna 2 muestra la estimación del modelo anterior incluyendo como variables adicionales el porcentaje de utilización de la capacidad y variables relativas al empleo intensivo en

10. En esta especificación consideramos la inversión como función creciente de uno de los componentes de la productividad, ω_{it}, una vez descontado el efecto del componente agregado y el relativo al uso de TIC y la adopción de reformas organizativas.

conocimiento, así como la pertenencia de la empresa a un grupo de sociedades. En la columna 3 se incluyen además la variable relativa al uso de TIC y su interacción con la variable de reorganización (véase la definición de las variables en el Apéndice). La columna 4 contiene la estimación basada en Olley y Pakes (1996) especificando el componente ω_{it} de la productividad como una función lineal en la inversión. Por último, la columna 5 es similar a la columna 4 pero utiliza una especificación polinómica para la inversión, en concreto una función cuadrática.

Cuadro 3.
Estimaciones de la función de producción

				Olley-Pakes	Olley-Pakes
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Capital	1.020	0.959	0.963	0.888	0.876
	(0.007)	(0.008)	(0.008)	(0.012)	(0.012)
Variable *x*	0.952	0.916	0.927	0.899	0.887
	(0.024)	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.022)
Utilización de la capacidad	_	0.0036	0.0034	0.0031	0.0031
		(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)	(0.0007)
% empleados con educación universitaria	_	0.015	0.014	0.014	0.014
		(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
% empleados en actividades de I+D		0.0013	0.0011	0.0010	0.0010
		(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)
Pertenencia a un grupo de empresas	_	0.275	0.263	0.257	0.254
		(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)
Sector intensivo TIC	_	_	0.055	0.057	0.060
			(0.029)	(0.029)	(0.029)
Sector intensivo TIC y Reorganización	_	_	0.232	0.218	0.214
			(0.045)	(0.045)	(0.045)
Inversión	_	_	_	0.076	-0.048
				(0.008)	(0.035)
Inversión cuadrática	_	_	_	_	0.006
					(0.002)
Núm. de observaciones	4062	4062	4062	4062	4062
Prob>*F*	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R^2 ajustado	0.8908	0.9005	0.9017	0.9039	0.9043

Notas: En todas las especificaciones la variable dependiente es el logaritmo del valor añadido. Variables binarias de tiempo incluidas en todos los modelos. Excluidas las observaciones con nivel cero para la inversión.
Prob>*F* : p-valor para el contraste de significatividad global. Errores estándar robustos a heterocedasticidad entre paréntesis.

Las estimaciones MCO en la columna 1 reflejan que los supuestos de rendimientos constantes de escala y competencia perfecta no se satisfacen. El p-valor del contraste de hipótesis nula $\lambda=1$ es cero, lo

mismo que para el contraste de $\mu=1$. En la columna 2 se han introducido nuevas variables. Como resultado, el coeficiente del capital, que refleja los rendimientos de escala, disminuye un 6%, mientras que el coeficiente de la variable *x* lo hace en un 3.8% aproximadamente. Todas las variables son significativas y con coeficientes positivos. En la columna 3 aparece la estimación MCO del modelo que incluye las variables relativas a TIC y reorganización. Los coeficientes del capital y de la variable *x* muestran variaciones pequeñas con respecto a la estimación en la columna 2, lo mismo que ocurre con las variables de control. En cuanto al uso de TIC y la adopción de reformas organizativas, los datos reflejan que a igualdad de otros factores, aquellas empresas que operan en sectores intensivos en uso TIC presentan un nivel de productividad significativamente superior al resto de empresas (a un nivel de significación del 10%). Pero lo más destacable es que las empresas que operan en dichos sectores y además adoptan reformas organizativas tienen un diferencial de productividad importante y significativo con respecto a las empresas que operan en sectores intensivos en uso TIC pero no llevan a cabo dichas reformas.

Sin embargo, como se ha comentado estas estimaciones pueden presentar un problema de sesgo si las variables inobservables están correlacionadas con las variables explicativas. En las columnas 4 y 5 tratamos este problema mediante el enfoque de Olley-Pakes (1996). Los resultados de estimación corresponden al modelo (6), donde hemos utilizado para la función *g* una especificación lineal y cuadrática respectivamente en la inversión. El hecho de que la inversión resulte significativa indica que el sesgo de simultaneidad de las estimaciones en la columna 3 puede ser importante. El resto de variables aparecen todas significativas con signo positivo. Según los resultados de la columna 5, el coeficiente del capital disminuye aproximadamente un 9% con respecto a la estimación de la columna 3, mientras que el de la variable *x* se reduce algo más de un 4%. Los coeficientes de las variables de control no muestras variaciones importantes. En cuanto al uso de TIC y nuevos métodos de trabajo, el coeficiente de la variable dummy que identifica a las empresas que operan en sectores intensivos en uso de TIC aumenta un 9%, mientras que el de la interacción con las reformas organizativas disminuye en algo más de un 7.5% con respecto a los resultados de la columna 3. Por tanto, en base a estos resultados, teniendo en cuenta cómo se ha parametrizado el componente η_i de la productividad, resulta que a igualdad de

otros factores, el diferencial en el nivel de productividad de las empresas que operan en sectores intensivos en uso de TIC y no adoptan reformas organizativas es de aproximadamente el el 6% con respecto a aquellas que operan en sectores no intensivos en uso de TIC. Si además esas empresas adoptan reformas organizativas el diferencial es aproximadamente un 21% mayor. Por tanto, la productividad ligada a las TIC parece mayor en las empresas que reorganizan sus prácticas de trabajo.

4. Conclusiones

En la era de la Nueva Economía, la información y el conocimiento son factores clave que pueden ayudar a mejorar la productividad de las empresas, y por tanto, estimular el crecimiento económico. Quizás el rasgo más destacado y evidente de la sociedad de la información y el conocimiento es la importancia fundamental de las TIC. Las nuevas tecnologías abren un abanico extenso de posibilidades, pero para poder aprovechar todo su potencial no basta con incorporarlas a los procesos productivos o de gestión. Es necesario que las empresas adapten sus métodos organizativos pasando a estructuras más flexibles, capaces de abordar los continuos cambios del entorno.

En este trabajo hemos analizado la relación entre las TIC y los nuevos métodos de organización del trabajo como factores complementarios para la consecución de mayores niveles de productividad en las empresas. Los datos utilizados corresponden a empresas manufactureras españolas en el período 1990-2002. Hemos seguido el enfoque de estimación de funciones de producción. Para tratar el problema del sesgo de simultaneidad que aparece en la estimación de este tipo de modelos, hemos adoptado la estrategia de Olley y Pakes (1996), que permite bajo ciertas condiciones expresar la productividad inobservable en términos de variables observables.

Nuestros resultados muestran que las empresas que operan en sectores intensivos en uso de TIC registran mayores niveles de productividad que aquellas que operan en otros sectores. Pero lo más destacable es que a igualdad de otros factores, obtienen mejores resultados en términos de productividad aquellas empresas que, además de operar en sectores intensivos en uso de TIC, incorporan reformas organizativas.

APENDICE: Definición de variables

Valor añadido: Suma de las ventas, la variación de existencias y otros ingresos de gestión menos las ventas y los servicios exteriores. Está expresada en miles de euros de 1990.

Empleo: Número de horas efectivas totales, calculado en base al personal total medio (empleados eventuales y no eventuales) y a la jornada efectiva (jornada normal más horas extraordinarias menos horas no trabajadas). Expresada en miles de horas.

Capital: Stock neto de capital en bienes de equipo *(K)*, calculado según el método del inventario permanente:

$$K_{it} = (1-\delta)K_{i,t-1}\frac{P_t}{P_{t-1}} + I_{it}$$

donde P es el índice de precios de bienes de equipo, δ es la tasa de depreciación e I es la inversión en bienes de equipo. Expresado en miles de euros de 1990.[11]

Utilización de la capacidad: Porcentaje medio de utilización de la capacidad estándar de producción de la empresa durante el año.

Proporción de empleados con educación universitaria: Porcentaje que los ingenieros superiores y licenciados representan sobre el total del personal de la empresa a 31 de diciembre.

Porcentaje de empleados en actividades de I+D: Porcentaje que el personal total dedicado a actividades de I+D representa sobre la suma del personal no asalariado, el personal asalariado fijo a tiempo completo, la mitad del personal asalariado fijo a tiempo parcial y el personal asalariado eventual.

Pertenencia a un grupo: Variable que indica si la empresa está integrada en un grupo de sociedades.

Sector intensivo en uso de TIC: Ver clasificación dada por Mas Ivars y Quesada Ibáñez (2006).

---

11. Agradecemos a Elena Huergo habernos facilitado la serie de capital.

Reorganización: Variable que identifica a las empresas que adoptan reformas organizativas. Toma el valor 1 para aquellas empresas que cumplen dos condiciones: 1) son innovadoras, es decir, han registrado innovaciones de proceso al menos el 20% del período en que son observadas (Licandro et al (2005)); 2) más de la mitad de las innovaciones de proceso corresponden a la introducción de reformas organizativas, con o sin la simultánea introducción de nuevas máquinas.

Inversión: Suma de las compras de equipos para procesos de información, instalaciones técnicas, maquinaria y utillaje, elementos de transporte y mobiliario, equipo de oficina y otro inmovilizado material. Está expresada en miles de euros de 1990.

Deflactores: El valor añadido en términos reales se ha obtenido utilizando el Índice de Precios Industriales, con variación anual y sectorial. Para el capital y la inversión se ha utilizado el Índice de Precios de Bienes de Equipo, con variación anual.

Participación del factor trabajo (s_l): Porcentaje que el coste de personal representa sobre el valor añadido.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Adison, J., Siebert, W., Wagner, J. y Wei, X. (2000): "Worker Participation and Firm Performance: Evidence from Germany and Britain", *British Journal of Industrial Relations*, vol. 83, núm. 1, pp. 7-48.

Askenazy, P. y Gianella, C. (2000): "Le paradoxe de productivité: le rôle des changements organisationnels comme facteur complémentaire à l' informatisation", *Economie et Statistique*, núm. 339-340, pp. 219-242.

Bellessiotis, T. (2003): European Competitiveness Report 2003, European Commission.

Bertschek, I. y A. Spitz-Oener (2003): "IT, Organizational Change and Wages" Center for European Economic Research, Discussion Paper No. 03-69.

Bertschek, I. y U. Kaiser (2004): "Productivity Effects of Organizational Change: Microeconometric Evidence", *Management Science*, vol.50, núm. 3, pp. 394-404.

Black, S.E. y Lynch, L.M. (2000): "What's driving the New Economy: The Benefits of Workplace Innovation", NBER, Working Paper núm. 7479.

Bloom, N., S. Dorgan, J. Dowdy y J. van Reenen (2005): "Management practices across firms and nations", Centre for Economic Performance.

Bresnahan, T.F., Brynjolfsson, E. y Hitt, L.M. (2002): "Information Technology, Workplace Organization and the Demand for Skilled Labor: Firm-Level Evidence", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, núm. 1, pp. 339-376.

Brinkley, I. y N. Lee (2007): "The knowledge economy in Europe. A report prepared for the 2007 EU Spring Council", The Work Foundation.

Brynholfsson, E. y Hitt, L.M. (2000): "Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, núm. 4, pp. 23-48.

Bugamelli, M. y P. Pagano (2004): "Barriers to investment in ICT", *Applied Economics*, vol. 36, pp 2275-2286.

Caroli, E. y Van Reenen, J. (1999): "Skill Biased Organizacional Change? Evidence from a Panel of British and French Establishments", CEPREMAP Documento de Trabajo núm. 9917.

Coutrot, T. (2000): "Innovations dans le travail: le pression de la concurrence internationale, l'atout des qualifications", *Premières Synthèses*, 2000-2003, núm. 09-2.

Daveri (2000): "Is growth an information technology story in Europe too?", mimeo. Universitá di Parma and IGIER.

ECVT: Encuesta de Calidad de Vida en el Trabajo, 1999-2004, Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

ESEE: Encuesta sobre Estrategias Empresariales, 1990-2002, Fundación Empresa Pública.

Eurostat (2005): Survey on Information and Communication Technologies in enterprises.

Fariñas, J.C. y A. Martín-Marcos (2007): "Exporting and economic performance: firm-level evidence of Spanish manufacturing", *The World Economy*, Vol. 30, núm. 4, pp. 618-646.

Gordon, R.J. (2003): "High-Tech Innovation and Productivity Growth: Does Supply Create Its Own Demand?", NBER, Documento de Trabajo núm. 9437, Cambridge, MA.

Greenan, N., J. Mairesse y Topiol-Bensaid, A. (2001): "Information technology and research and development impacts on productivity and skills: looking for correlations on French firm level data", NBER Working Paper 8075.

Griffith, R. (1999): "Using the ARD establishment level data to look at foreign ownership and productivity in the United Kingdom", *The Economic Journal*, vol. 109, pp. 416-442.

Griliches, Z. y J. Mairesee (1998): "Production functions: the search for identification", en Econometrics and Economic Theory in the 20th Century, Cambridge University Press, pp. 169-203.

Hempell, T. (2003): "Do Computers Call for Training? Firm-level Evidence on Complementarities Between ICT and Human Capital Investments" Centre for European Economic Research, Discussion Paper núm. 03-20.

Hempell, T. y T. Zwick (2005): "Technology Use, Organisational Flexibility and Innovation: Evidence for Germany", Centre for European Economic Research, Discussion Paper No. 05-57.

Hernando, I. y Núñez, S. (2004): "The Contribution of ICT to Economic Activity: a Growth Accounting Exercise with Spanish Firm-Level Data", *Investigaciones Económicas*, vol. 28, núm 2, pp. 315-348.

Jorgenson, D.W., Ho, M.S. y Stiroh, K.J. (2003): "Lessons for Europe from the US Growth Resurgence", *CESifo Economic Studies*, vol. 49, pp. 27-48.

Licandro, O., Maroto, R. y Puch, L. (2005): "Innovation, investment and productivity", mimeo.

Mas Ivars, M. y Quesada Ibáñez, J. (2006): "The role of ICT in the Spanish productivity slowdown", Documento de Trabajo 05/06, Fundación BBVA.

OCDE (2001): "Knowledge, work organisation and economic growth", Labor Market and Social Policy, Occasional Papers, núm. 50.

Oliner, S.D. y Sichel, D.E. (2000): "The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, núm. 4, pp 3-22.

Olley, S. y Pakes, A. (1996): "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica*, vol. 66, pp. 1263-1297.

Ontiveros, E., Manzano, D. y Rodríguez, I. (2004): "Tecnologías de la Información y las Comunicaciones (TIC), crecimiento económico y actividad empresarial", IX Premio Círculo de Empresarios.

Pakes, A. (1994): "Dynamic structural models, problems and prospects Part II: Mixed continuous-discrete control problems and market interactions", in *Advances in Econometrics*, Cambridge University Press.

Ramsay, H., Scholarios, D, y Harley, B. (2000): "Employees and High Performance Work Systems: Testing Inside the Black Box", *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 38, no.4, pp 501-531.

Sánchez-Mangas, R. (2005): "Productividad y nuevas formas de organización del trabajo en la sociedad de la información", Laboratorio de la Fundación Alternativas, Documento de Trabajo 81/2005.

SIBIS (2003): "Measuring the Information Society in the EU, the EU Accession Countries, Switzerland and the US", Statistical Indicators Benchmarking the Information Society, SIBIT Pocket Book 2002/03.

Stiroh, K.J. (2002): "Information Technology and the US Productivity Revival: What Do the Industry Data Say?", *American Economic Review*, vol. 92, núm. 5, pp. 1559-1576.

van Ark, B., Inklaar R. y McGuckin, H. (2003): "ICT and Productivity in Europe and the United States: Where do the Differences come from?", *CESifo Economic Studies*, vol. 49, núm. 3, pp. 295-318.

Woff, E.N. y Baumol, W.J. (1989): "Sources of Post-war Growth of Information Activity in the United States", en Osberg, L. et al. (eds.), *The Information Economy: The Implications of Unbalanced Growth*, Institute for Research on Public Policy, pp. 17-46.

WorldatWork (2007): "Telework Trendlines for 2006: Survey Brief"

Determinantes de la morosidad bancaria en una economía dolarizada. El caso uruguayo

Martín Vallcorba *
Banco Central del Uruguay
Javier Delgado *
Banco de España

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.

*. 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 dos evaluadores anónimos, 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, la que ha sido enormemente provechosa para el desarrollo de la presente investigación.

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,[1] 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).[2]

---

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

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.[3] 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-[4] en variables macroeconómicas y financieras. De hecho, constituyen instrumentos utilizados en forma creciente por las instituciones 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,[5] 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

---

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 periodo 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.

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.

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.[6]

---

5. Al respecto, véase, por ejemplo, para el caso español: Salas y Saurina (2002), Saurina (1998) y Freixas, de Hevia e Inurrieta (1994). Para otros países véase, 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.

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).

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)).

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-,[7] 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 si.

---

7. El principal trabajo de referencia es de Wadhwani (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 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, por el lado de sus ingresos o de los costes del servicio de la deuda o de las actividades productivas que desarrollan. En 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.

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.[8] 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.[9] 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

8. No se dispuso de información al nivel de empresas y familias para 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.

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 desajuste 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 Nicoló, 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.[10]

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, 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 desajuste de moneda en sus créditos.

---

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).

En relación con la variación de los salarios en dólares 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 desajuste de moneda, por su efecto sobre el valor de la deuda respecto al ingreso de las empresas.[11]

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

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 se ve amplificado 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.

los problemas de información son más agudos.[12] 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 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.[13] 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. Así, los deudores de mayor calidad estarían dispuestos a aportar garantías, para señalizar 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.[14] 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.

---

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.

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.

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 un contexto multivariante, no resulta correcto generalizar automáticamente el procedimiento de diferenciación de las variables no estacionarias habitual en los modelos univariantes, debido a que es posible que existan relaciones de cointegración entre las mismas.[15] 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 relaciones a largo plazo existentes entre las variables. Por consiguiente, constituiría un error de especificación.[16]

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). Luego, mediante un proceso parsimonioso, se va simplificando hasta estimar el mecanismo generador de los datos. Esta metodología de lo general a lo específico es la que se sigue en este trabajo.

---

15. El concepto de cointegración fue introducido por Engle y Granger (1987). Formalmente, puede definirse como sigue: sea $\boldsymbol{X_t}$ un vector de *n* componentes, todos ellos integrados de orden *d*, se dice que están cointegrados de orden *(d, b)* si existe un vector $\boldsymbol{\alpha}$ no nulo tal que la combinación lineal $\boldsymbol{\alpha' X_t}$ es integrada de orden *d-b*; el vector $\boldsymbol{\alpha}$ se denomina vector de cointegración y el número de vectores de cointegración independientes determina el rango de cointegración. El caso más relevante, 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.

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.

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.[17]

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, cuando éste sea mayor- no se incluyen dentro de la categoría de créditos vencidos, sino que son precisamente aquellos que se eliminan del balance, 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.[18]

---

17. 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 Nº 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.

18. 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 previsiones por incobrabilidad, no así a efectos de la clasificación contable de los créditos.

En este trabajo sólo se tienen en cuenta los créditos concedidos por los bancos privados,[19] sin considerar las otras instituciones que otorgan préstamos al sector privado residente, básicamente los bancos públicos y las cooperativas. 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.

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.[20] Por otra parte, no se dispone de datos para todo el período de estudio,[21] 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%,[22] 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

19. 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.

20. 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.

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

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

grado de dolarización. A comienzos de la década de los noventa, el porcentaje de créditos en moneda extranjera superaba 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:

- variación interanual (últimos 12 meses) y trimestral de los créditos totales al SNF privado residente en moneda extranjera concedidos por la banca privada;
- porcentaje de dichos créditos con garantía;[23]
- variación real interanual del PIB;
- tipo de interés en dólares promedio cobrado por la banca privada;
- tasa de paro;
- índice de ocupados;
- variación interanual en dólares del índice medio de salarios;
- tasa de depreciación real interanual.[24]

Todas las series mencionadas son trimestrales, con información que cubre un período de 17 años, desde el segundo trimestre de 1989 hasta

23. 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.

24. 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.

el segundo trimestre de 2006.[25] En el cuadro 1 del Anexo se presenta la descripción de las variables utilizadas en el trabajo, la fuente correspondiente y algunos estadísticos descriptivos de cada serie.

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.[26] 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.

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.

Esta crisis tuvo su manifestación cambiaria, 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%.

---

25. 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.

26. 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).

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 interanual del PIB de 14%, acumulando una contracción de 24% entre el cuarto trimestre de 1998 e igual período de 2002. A partir de 2003 la recuperación también fue muy acelerada, alcanzando ese año un crecimiento económico acumulado de 15%.

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 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-[27] y una pequeña cooperativa.[28] Se produjo, además, una 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%.[29]

---

27. 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.

28. 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, véase, por ejemplo: de la Plaza y Sirtaine (2005) y Vallcorba (2003).

29. A mediados de 1995 se registró un aumento de la ratio de morosidad, que fue 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 previsiones. 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 Nº 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 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.

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.

La prociclicidad 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.

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 créditos concedidos en moneda extranjera superaba el 75%.[30] 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 y 8 puntos porcentuales.

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 puntos porcentuales. 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 puntos porcentuales. El comportamiento de los últimos años 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

30. 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).

vinculados al sector exportador, que se había visto beneficiado por la depreciación de la moneda 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 Nº 1 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.

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 1 del Anexo).[31] 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.

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 Nº 2[32] 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 (Dickey-Fuller aumentado (1979 y 1981), ADF, y Phillips-Perron (1988), PP).

31. 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.

32. El gráfico Nº 2 muestra la evolución de las series originales.

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,[33] 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.[34] En función de ello, en el apartado siguiente se estima un modelo uniecuacional (ECM) para la morosidad de los créditos bancarios en moneda extranjera.[35]

---

33. 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.

34. Al respecto, véase el cuadro Nº 3.

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, 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.[36]

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),[37] con variables integradas de orden 1 en diferencias, y en niveles en lo que se refiere al mecanismo de corrección de error.[38]

---

35. 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 equilibrio de 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.

36. 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, véase, por ejemplo: Banerjee et al. (1993) y Banerjee y Hendry (1992).

37. 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.

38. 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 (-∞, +∞). 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:

$$mor_me_bpr = \ln\left(\frac{rmor_me_bpr}{1 - rmor_me_bpr}\right).$$

El modelo general que se utiliza como punto de partida es el siguiente:[39]

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

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 α 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:[40]

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

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 garantiza-

39. 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.

40. 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.

dos, 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:

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

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 β_1 fuera positivo -indicando que ante un aumento de los salarios en dólares la morosidad tendería a disminuir en el largo plazo, mientras que β_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 (α) 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:

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

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.[41]

---

41. 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. 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 (α_i) en la ecuación de los salarios y los tipos de interés (que no era significativa) es cero -restricción que no se rechaza de acuerdo a los tests -, 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 presenta 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 α de -0.0169) hasta otros más elevados que el obtenido en este trabajo (como en Whitley, Windram y Cox (2004), que estiman un α de -0.29).

En el gráfico Nº 3 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.[42]

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.

Así, partiendo de los valores observados en el segundo trimestre de 2006, una reducción de diez puntos porcentuales 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, 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 puntos básicos, llevándola a 4.4%.

El modelo final ECM estimado, respecto del cual se destaca la elevada significatividad estadística de todos los parámetros estima-

42. 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.

dos, así como el buen comportamiento de los residuos,[43] es el siguiente:[44]

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

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

43. 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.

44. El detalle de la estimación se presenta en el cuadro Nº 4.

PIB dentro de la relación de largo plazo, conjuntamente con los salarios en dólares y los tipos de interés y excluyendo 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.[45]

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 desajuste 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 Nº 4 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.[46]

45. En total se evaluaron nueve modelos finales alternativos al representado por la ecuación (2).

46. 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.

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.

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 Nº 5. 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 puntos porcentuales.[47] De esta forma, se concluye que el

47. 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 puntos porcentuales 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 puntos porcentuales. 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 puntos porcentuales.

modelo presenta un ajuste fuera de la muestra (años 2001 - 2006) muy satisfactorio.

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.[48]

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 s*tress-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 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

48. En 1999 se implementaron algunas medidas, como las previsiones 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 previsiones y requerimientos de capital.

años proyectados en 2.8% anual. Los tipos de interés seguirían una leve tendencia creciente, ubicándose al final del período en 11%.[49] 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 Nº 5 se resumen los supuestos formulados para cada variable en cada uno de los escenarios considerados. En el gráfico Nº 6, por su parte, se presenta la trayectoria supuesta para las principales variables, en cada uno de los escenarios considerados.

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 Nº 7. Como se puede apreciar en el gráfico, en los tres escenarios se registra una tendencia ascendente de

49. 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%.

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.

La proyección correspondiente al escenario de crisis se presenta en el gráfico Nº 8, junto a 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%.

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 desajuste 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 uruguaya 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.

ANEXO

Cuadro Nº 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 finaciero 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 finaciero 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 finaciero 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 finaciero privado residente en moneda extranjera de la banca privada	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 Nº 2.
Tests de raíces unitarias (ADF y PP)

	ADF - Niveles		PP - Niveles		ADF - 1ª Dif.		PP - 1ª Dif.	
Variable	**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	0.6782	-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	-10.281	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	0.000

Notas: – Las regresiones en niveles de las series CRED_ME_BPR y OCUP incluyen constante y tendencia; en el resto de los caso 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).

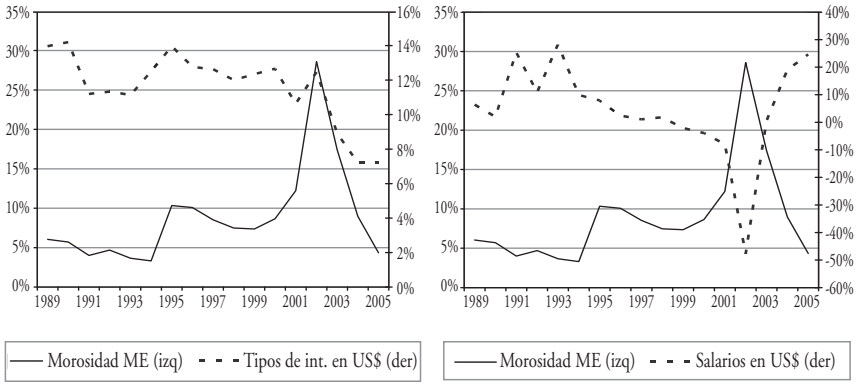
Cuadro Nº 3.
Contraste de exogeneidad
(*VEC Granger Causality / Block Exogeneity Wald Tests*)

Variable dependiente: D(MOR_ME_BPR)			
Variable excluida	Chi^2	Gr. libertad	Prob.
D(IMSD_D12M)	8.8799	1	0.0029
D(TIPO_ME)	10.8049	1	0.0010
Todas las variables	14.2835	2	0.0008
Variable dependiente: D(IMSD_D12M)			
Variable excluida	Chi^2	Gr. libertad	Prob.
D(MOR_ME_BPR)	0.9032	1	0.3419
D(TIPO_ME)	0.6804	1	0.4094
Todas las variables	2.2105	2	0.3311
Variable dependiente: D(TIPO_ME)			
Variable excluida	Chi^2	Gr. libertad	Prob.
D(MOR_ME_BPR)	1.2366	1	0.2661
D(IMSD_D12M)	2.2595	1	0.1328
Todas las variables	3.888	2	0.1431

Cuadro Nº 4 .
Modelo ECM estimado

Variable dependiente: D(MOR_ME_BPR)			
Variable	Coeficiente	Estadístico t	Prob.
α	-0.2079	-4.5255	0.0000
IMSD_D12M(-1)	0.0209	3.4012	0.0013
TIPO_ME(-1)	-0.1488	-2.5288	0.0147
c	4.0488	5.8448	0.0000
D(MOR_ME_BPR(-1))	0.1838	2.8680	0.0061
D(IMSD_D12M(-1))	-0.0057	-2.4550	0.0177
D(TIPO_ME(-1))	-0.0812	-3.1478	0.0028
D(TIPO_ME(-3))	-0.0709	-2.9949	0.0043
D(PIB_D12M(-4))	-0.0065	-2.0731	0.0434
D(GAR_ME(-1))	-0.0144	-3.7933	0.0004
D(CRED_ME_BPR_D12M(-2))	0.0085	2.6691	0.0103
CRED_ME_BPR_DTRI	-0.0201	-5.3609	0.0000
D(D952)	1.3298	13.1077	0.0000
R^2: 0.883	R^2 ajustado: 0.855	DW: 1.961	

Gráfico 1.
Morosidad, tipos de interés y variación de salario en dólares



Cuadro Nº 5.
Resumen de supuestos según escenarios

	Tipo de interés en dólares				Variación interanual PIB				Variación interanual salarios en dólares				% créditos . garant		Variación interanual crédito moneda extranjera			
A fin de:	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

Gráfico 2.
Series originales

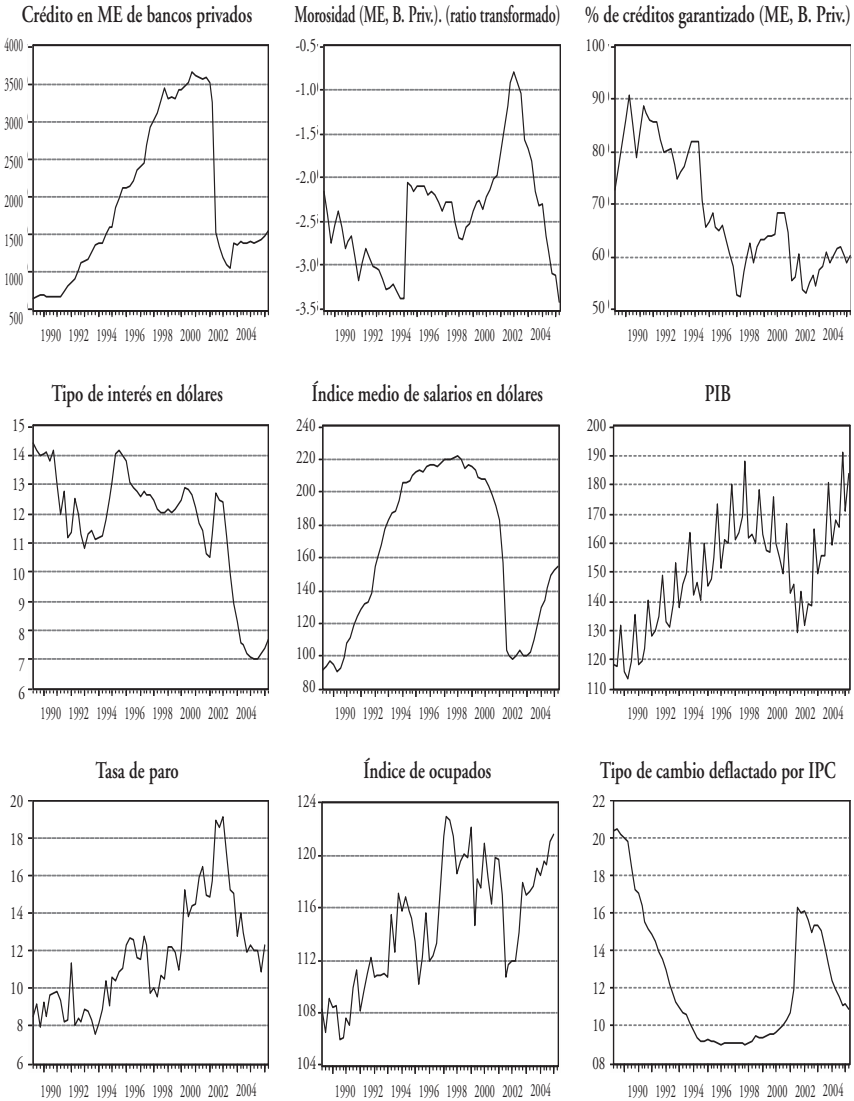


Gráfico 3.
Ratio de morosidad: equilibrio de largo plazo y valor observado

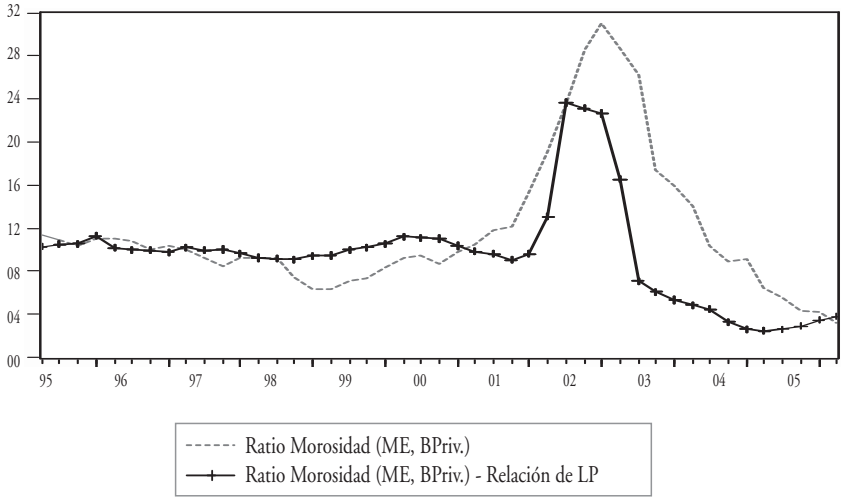
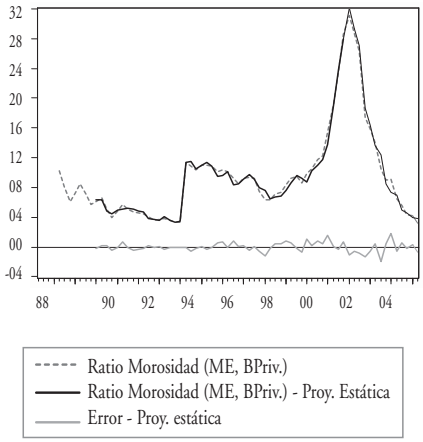


Gráfico 4.
Ratio de morosidad: proyección estática y dinámica del modelo

a) Protección estática



b) Proyección dinámica

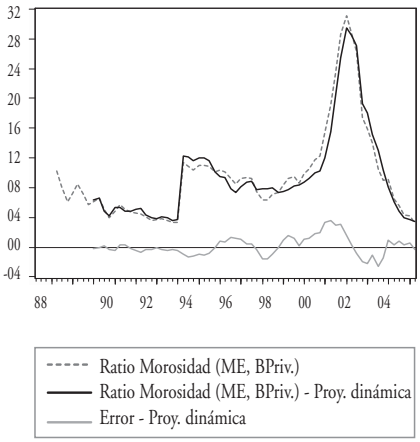


Gráfico 5.
Ratio de morosidad: proyección dinámica (2001 - 2006)
del modelo reestimado (1989 - 2000)

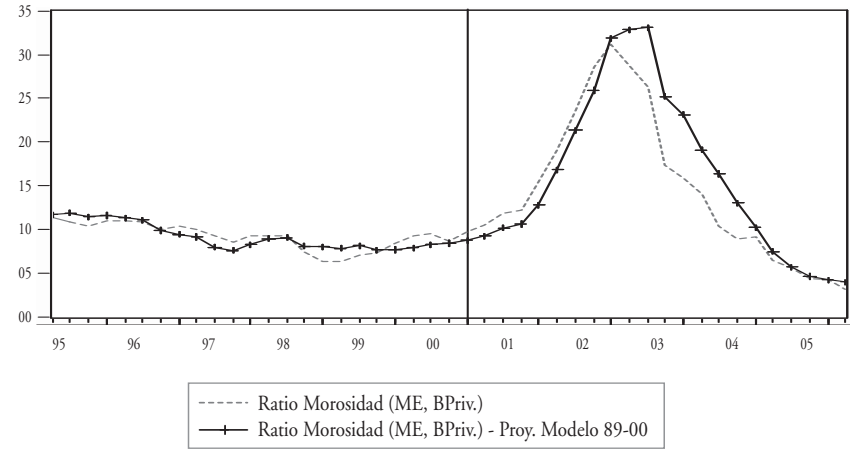


Gráfico 6.
Evolución de las principales variables según escenario (2006-09)
(supuestos para ejercicio de simulación)

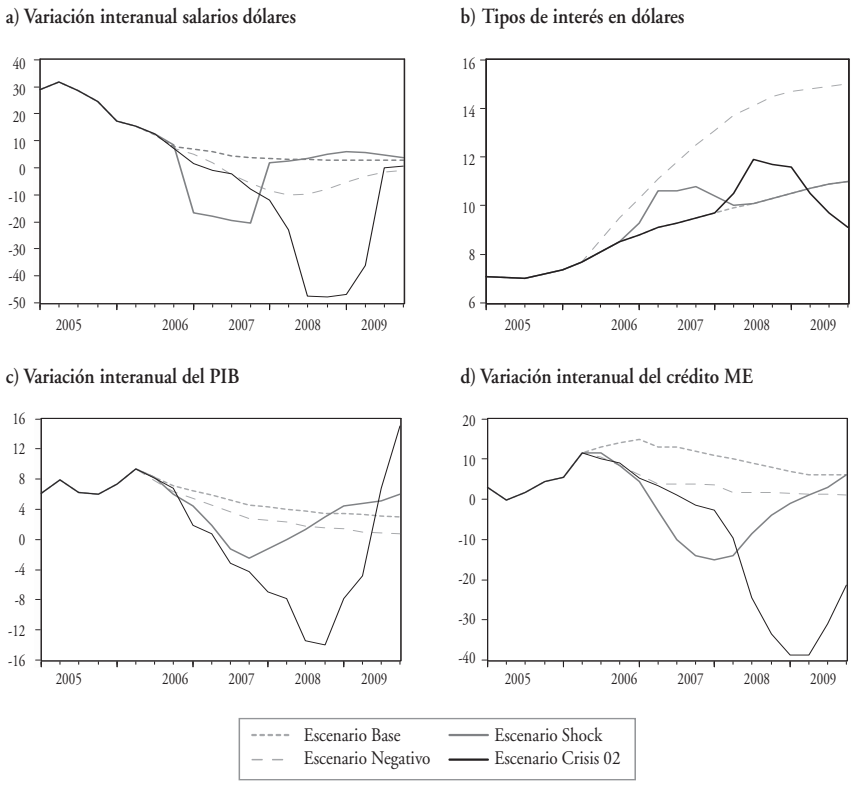


Gráfico 7.
Ratio de morosidad simulado (escenarios base, negativo y shock)

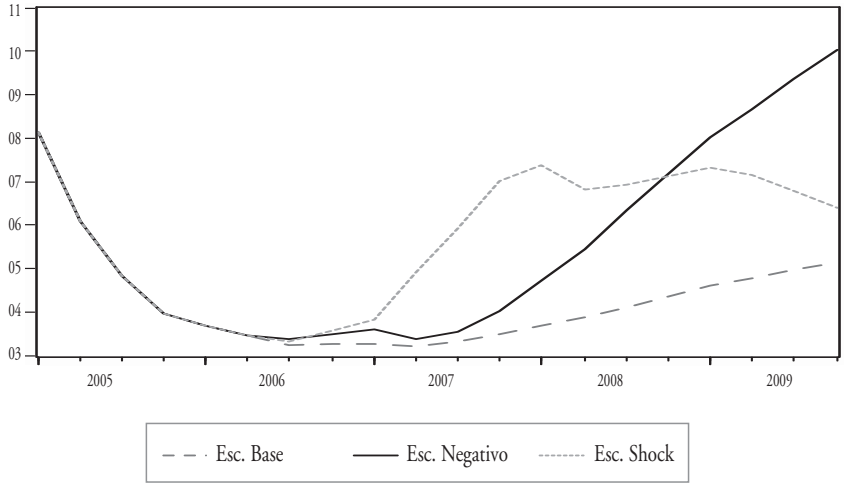
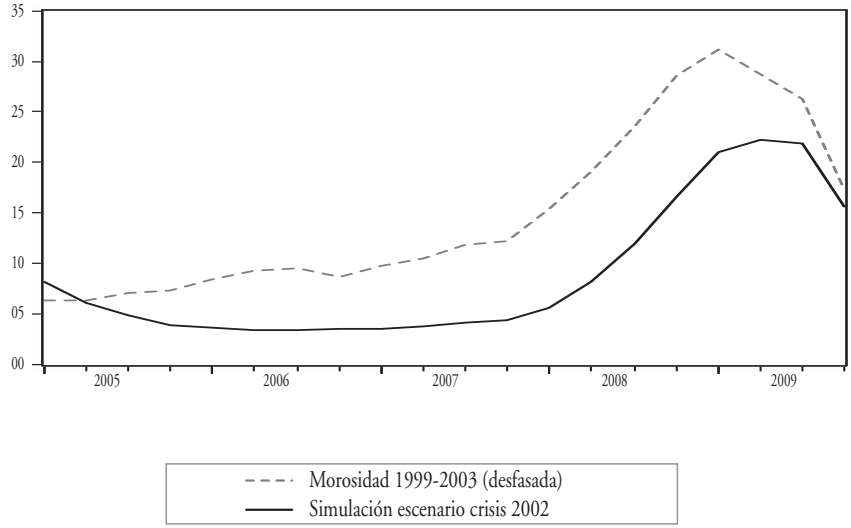


Gráfico 8.
Ratio de morosidad simulado (escenario crisis 2002)



REFERENCIAS

Allen, M.; C. Rosenberg, C. Keller, B. Setser, y N. Roubini (2002), "A balance sheet approach to financial crisis", IMF Working Paper, Nº 02/210.

Arim, R. y M. Vallcorba (1999), "El mercado bancario en el Uruguay de los noventa", Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República, Serie Documentos de Trabajo, DT 2/99.

Azabache, P. (2006), "Efectos no lineales entre el riesgo cambiario crediticio y la depreciación", Banco Central de Reserva del Perú, trabajo presentado a 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 análisis 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, Nº 3, pp. 225 a 255.

Bergara, M., J. Ponce y L. Zipitría (2003), "Instituciones, ablandamiento de restricciones presupuestales y bancarrota", trabajo presentado a las XVIII Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.

Berger, A.N. y G.F. Udell (2003), "The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior", Working Paper, Finance and Economics Discussion Series, Nº 2003-2, Federal Reserve Board.

Berger, A.N. y G.F. Udell (1990), "Collateral, loan quality, and bank risk", Journal of Monetary Economics, Vol. 25, pp. 21 a 42.

Borio, C. y P. Lowe (2002), "Asset prices, financial and monetary stability: exploring the nexus", BIS Working Paper, Nº 114.

Brookes, M., M. Dicks y M. Pradhan (1994), "An empirical model of mortgage arrears and repossessions", Economic Modelling, Nº 11, pp. 134 a 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 a 126.

Céspedes, L.F., R. Chang y A. Velasco (2000), "Balance sheets and exchange rate policy", National Bureau of Economic Research, NBER, WP Nº 7840.

Clair, R.T. (1992), "Loan growth and loan quality: some preliminary evidence from Texas banks", Economic Review, Federal Reserve Bank of Dallas, Third Quarter, pp. 9 a 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", Banco Central de Costa Rica, Departamento de Investigaciones Económicas, Documento de Trabajo, DIE/01-2001-DI/R.

Davis, E.P. (1995), "Debt, financial fragility, and systemic risk", Oxford University Press.

de la Plaza, L. y S. Sirtaine (2005), "An analysis of the 2002 uruguayan banking crisis", World Bank Policy Research Working Paper, Nº 3780.

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 Nicoló, G., P. Honohan y A. Ize (2003), "Dollarization of the banking system: good or bad?", IMF Working Paper, Nº 03/146.

Delgado, J. y J. Saurina (2004), "Riesgo de crédito y dotaciones a insolvencias. Un análisis con variables macroeconómicas", Moneda y Crédito, Nº 219, pp. 11 a 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, Nº 1, pp. 81 a 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 a 431.

Dickey, D.A. y W.A. Fuller (1981), "Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root", Econometrica, Vol. 49, Nº 4, pp. 1057 a 1072.

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 a las Novenas Jornadas de Economía Monetaria e Internacional, Universidad Nacional de La Plata, Argentina.

Engle, R.F. y C.W.J. Granger (1987), "Cointegration and error correction: representation, estimation and testing", Econometrica, Vol. 55, N° 2, pp. 251 a 276.

Ergungor, O.E. y J.B. Thomson (2005), "Systemic banking crises", Federal Reserve Bank Of Cleveland, Policy Discussion Paper, Nº 90.

Fernández de Lis, S., J. Martínez Pagés and J. Saurina (2000), "Credit growth, problem loans and credit risk provisioning in Spain", Banco de España, Documento de Trabajo Nº 0018.

Figueira, C., J. Glen y J. Nellis (2005), "A dynamic analysis of mortgage arrears in the UK housing market", Urban Studies, Vol. 42, Nº 10, pp. 1755 a 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, Nº 199, pp. 125 a 156.

Goldstein, M. y P. Turner (1996), "Banking crises in emerging countries: origins and policy options", BIS Economic Paper, Nº 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, Nº 3.

Hardy, D.C. y C. Pazarbasioglu (1999), "Determinants and leading indicators of banking crises: further evidence", IMF Staff Paper, Vol. 46, Nº 3, pp. 247 a 258.

Hoggarth, G., R. Reis y V. Saporta (2001), "Costs of banking system instability: some empirical evidence", Bank of England, Working Paper Nº 144.

Jiménez, G. y J. Saurina (2004): "Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of credit risk", Journal of Banking and Finance, Nº 28, pp. 2191 a 2212.

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 a las XXI Jornadas Anuales de Economía del Banco Central del Uruguay.

Johansen, S. (1988), "Statistical analysis of cointegration vectors", Journal of Economic Dynamics and Control, Nº 12, pp. 231 a 254.

Jordan , J.S. (1998), "Problem loans at new england banks, 1989 to 1992: evidence of aggressive loan policies", New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston, January/February, pp. 23 a 38.

Keeton, W.R. (1999), "Does faster loan growth lead to higher loan losses?", Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review, Second Quarter, pp. 57 a 75.

Kornai, J., E. Maskin y G. Roland (2003), "Understanding the soft budget constraint", Journal of Economic Literature, Vol. 41, Nº 4, pp. 1095 a 1136.

Kwan, S. y R.A. Eisenbeis (1997), "Bank risk, capitalization, and operating efficiency", Journal of Financial Services Research, Nº 12, 2/3, pp. 117 a 131.

Licandro, G. y J.A. Licandro (2001), "Anatomía y patología de la dolarización", trabajo presentado a 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 a 350.

Phillips, P.C.B. y P. Perron (1988), "Testing for unit roots in time series regression", Biometrika, Vol. 75, Nº 2, pp. 335 a 346.

Rajan, R.G. (1994), "Why bank credit policies fluctuate: a theory and some evidence", Quarterly Journal of Economics, Vol. 109, Nº 2, May, pp. 399 a 441.

Shaffer, S. (1998), "The winner's curse in banking", Journal of Financial Intermediation, Vol. 7, Nº 4, pp. 359 a 392.

Salas, V. y J. Saurina (2002), "Credit risk in two institutional regimes: spanish commercial and savings banks", Journal of Financial Services Research, 22:3, pp. 203 a 224.

Saurina, J. (1998), "Determinantes de la morosidad de las cajas de ahorros españolas", Investigaciones Económicas, Vol XXII (3), pp. 393 a 426.

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 23/94.

Sorge, M. (2004), "Stress-testing financial systems: an overview of current methodologies", BIS Working Paper, Nº 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, Nº 96, pp. 120 a 138.

Whitley, J., R. Windram y P. Cox (2004), "An empirical model of household arrears", Bank of England, Working Paper Nº 214.

NORMAS PARA LOS AUTORES

1. Los originales deben remitirse en pdf al correo **fundacionbs@gruposantander.com**. Deberán contener material original no publicado ni presentado para su publicación en otro medio de difusión. Los artículos podrán estar escritos en inglés, pero se publicarán en castellano. Si los autores así lo prefieren, la traducción correrá a cargo de la revista.

2. *Moneda y Crédito* emplea para la aceptación de originales el sistema de evaluación anónima. El proceso de evaluación normalmente no durará más de cuatro meses desde la recepción del original hasta la primera respuesta al autor.

3. *Moneda y Crédito* podrá modificar la redacción de los originales aceptados para su publicación, exclusivamente con el fin de mejorar su estilo a su inteligibilidad. El autor deberá corregir las pruebas de imprenta de su artículo.

4. Los trabajos irán mecanografiados a doble espacio y las páginas numeradas correlativamente. Los apéndices y notas a pie de página irán al final del texto principal y antes de las referencias bibliográficas. Tras estas irán los cuadros y gráficos en hojas aparte. Finalmente se incluirá en hoja aparte un resumen del artículo, de no más de 100 palabras en inglés.

5. En la primera página se hará constar el nombre, dirección y afiliación profesional del autor, el número de clasificación del artículo según el *Journal of Economic Literature* y dos palabras clave (JFL Keywords).

6. Los cuadros y gráficos se numerarán correlativamente, tendrán un título suficientemente explicativo y contendrá información sobre las fuentes de los datos mostrados. Los gráficos deberán tener la suficiente calidad técnica para ser reproducidos directamente. Las palabras extranjeras aparecerán en letra cursiva o subrayada. Las fórmulas matemáticas más importantes se numerarán correlativamente entre paréntesis a su derecha. Los cuadros, gráficos, y fórmulas matemáticas del Apéndice se numerarán correlativamente como A.1, A.2, etc.

7. En el texto las referencias bibliográficas se citarán de forma abreviada con el apellido del autor y la fecha, distinguiendo a, b, c, etc. Si hay varias del mismo autor y año: por ejemplo Samuelson (1971a). Las referencias bibliográficas completas aparecerán al final del texto según el formato indicado por los siguientes ejemplos: Burda. M. y C. Wyplosz (1993). *Macroeconomics A. European Text*. Oxford University Press. Oxford. Hall. R. (1989). Comsumption, en R. Barro (ed). *Modern Business Cycle Theory*. Basil Blackwell. Oxford. Hernando. I. y J. Vallés (1992). Inversión y Restricciones Financieras: Evidencia en las Empresas Manufactureras Españolas. *Moneda y Crédito*; Sanz. C. (1993). Una estimación de la Demanda de Trabajo Manual y No Manual. CEMFI. Documento de Trabajo 9317.

8. Las notas a pie de página deberán aparecer numeradas correlativamente. Los agradecimientos constituirán la primera nota a pie de página, no con un número sino con un asterisco.

9. La publicación de artículos en *Moneda y Crédito* está sujeta a la condición de poner a disposición de los investigadores interesados los datos utilizados en los trabajos, así como la clara descripción del tratamiento de los mismos, incluyendo los suficientes detalles sobre el método de cálculo con el fin único de permitir su réplica. Toda esta información deberá estar disponible durante los tres años posteriores a la fecha de publicación. En cualquier caso, se entiende que los autores pondrán a disposición de los evaluadores los datos utilizados en sus trabajos para su posible réplica destinada a mejorar la calidad del proceso de evaluación. Excepciones a esta regla podrán ser consideradas individualmente en aquellos casos en que los datos estén sujetos a restricciones de transferibilidad.