Moneda y Crédito

Segunda Epoca

223
[2006]

La seguridad en el empleo en España
Arranz y García-Serrano

Asunción de riesgos en las cajas de ahorros
Fernández, Fonseca y González

Permanent and temporary jobs across Spanish regions
García Pérez y Rebollo

Discapacidad y género
Dávila

Las recomendaciones de consenso en el mercado de capitales
López y Gómez

FUNDACION
Santander Central Hispano

Moneda y Crédito

Segunda Epoca

223

[2006]

La seguridad en el empleo en España
Arranz y García-Serrano

Asunción de riesgos en las cajas de ahorros
Fernández, Fonseca y González

Permanent and temporary jobs across Spanish regions
García Pérez y Rebollo

Discapacidad y género
Dávila

Las recomendaciones de consenso en el mercado de capitales
López y Gómez

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 2006
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 ASESOR

CONSEJO DE REDACCIÓN:

Javier Andrés, *Universitat de Valencia* (Director)
Javier Gardezábal, *Universidad del País Vasco*

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, Universitat Pompeu Fabra, CREI
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

Un panorama de la seguridad en el empleo en España (1987-2003) **7**
JOSÉ MARÍA ARRANZ y CARLOS GARCÍA-SERRANO

Forma jurídica de los intermediarios bancarios y asunción de riesgos. El caso de las cajas de ahorros españolas **43**
ANA ISABEL FERNÁNDEZ, ANA ROSA FONSECA y FRANCISCO GONZÁLEZ

The use of permanent and temporary jobs across Spanish regions: Do unit labour cost differentials offer an explanation? **85**
J. IGNACIO GARCÍA PÉREZ y YOLANDA REBOLLO SANZ

Discapacidad y género. Un estudio de participación en el mercado de trabajo español* **127**
C. DELIA DÁVILA QUINTANA

El valor de las recomendaciones de consenso de los analistas financieros en el mercado de capitales español **159**
GERMÁN LÓPEZ ESPINOSA y J. CARLOS GÓMEZ SALA

Un panorama de la seguridad en el empleo en España (1987-2003)*

José María Arranz y Carlos García-Serrano
Universidad de Alcalá

Abstract

The objective of this paper is to analyse the evolution of job insecurity in Spain for the period 1987-2003 using the files from the Labour Force Survey (EPA) as a rotating panel and as a series of cross-sections. For that purpose, we use several indicators, according to previous studies in the international literature. Moreover, a discrete time proportional hazard model with competing risks of exits is estimated. Results suggest that there has been a widespread rise of job insecurity during that period of time, in spite of certain reduction since the end of the 1990s. The increase of job insecurity has affected most to women, workers with temporary contracts, workers in blue-collar occupations (mainly in low-skilled occupations) and workers in certain industries such as agriculture and building.

1. Introducción

El mercado de trabajo español ha cambiado drásticamente en las últimas tres décadas. La generalización de los contratos temporales, la introducción y la extensión de diversos tipos de innovaciones tecno-

* Los autores desean expresar su agradecimiento al Instituto de Estudios Fiscales por la financiación otorgada al proyecto de investigación "La inestabilidad del empleo y la persistencia del desempleo" dentro del cual se integra el presente trabajo y al profesor Luis Toharia por su ayuda para explotar los datos de la EPA enlazada. También desean agradecer los comentarios recibidos de dos evaluadores anónimos. Como siempre, cualquier error que subsista es achacable enteramente a los autores.

lógicas, la creciente apertura de la economía al exterior, el aumento de la competencia, los ajustes de plantilla, etc., son transformaciones que parecen haber dado lugar a un aumento de la sensación de inseguridad de las relaciones laborales desde el punto de vista de los trabajadores, tal como reflejan los medios de comunicación[1]. Pero, ¿qué hay de cierto en ello? ¿Se ha producido efectivamente un incremento de la sensación de inseguridad? ¿Y cómo se puede examinar un concepto en principio tan difícil de medir directamente?

Podría pensarse que hablar de seguridad en el empleo y de estabilidad laboral es lo mismo. Sin embargo, no lo es. En muchas ocasiones, se utiliza la información sobre la antigüedad en el empleo actual o sobre el nivel o la proporción del empleo temporal como indicadores para examinar la seguridad. Sin embargo, este tipo de indicadores (que tienen que ver más con la estabilidad que con la seguridad) no son muy adecuados.

Con respecto al primero, si se detecta que las duraciones medias de los empleos permanecen estables, no puede concluirse que la seguridad en el empleo no ha cambiado ya que ésta puede haber aumentado. La razón es que la antigüedad media está determinada por la movilidad voluntaria y por la movilidad involuntaria. Por ejemplo, incluso aunque el número de interrupciones laborales haya permanecido constante, la proporción de salidas involuntarias del empleo (despidos individuales, colectivos, etc.) puede haber crecido en relación con los abandonos voluntarios. Como se supone que estos últimos se producen cuando los trabajadores buscan empleos mejores, con mayores salarios, mientras que, en cambio, los despidos provocan una disminución del bienestar de los trabajadores al estar más inseguros debido a la incertidumbre sobre sus posibilidades de encontrar un empleo en el futuro, el resultado es un aumento de la inseguridad.

Con respecto al segundo indicador, un incremento de la proporción de trabajadores temporales *per se* tampoco debe interpretarse

1. Así, los periódicos se hacen eco de los acuerdos que han firmado en los últimos años diversas empresas españolas grandes y multinacionales con los sindicatos para presentar expedientes de regulación de empleo: Endesa en 2000 para despedir hasta 5.000 trabajadores en cuatro años; Iberia incluyó a 2.515 trabajadores en la regulación de 2001; Altadis presentó un expediente para más de 1.000 trabajadores en 2002; el de Ericsson afectó a 500 trabajadores en 2002; y Telefónica de España ha llegado a un acuerdo para reducir en 15.000 trabajadores su plantilla en los próximos cuatro años (*El País*, 11 de agosto de 2003). Por otra parte, los medios de comunicación también han reflejado los resultados de encuestas específicas, como la realizada por el portal de empleo *Monster.es* en 14 países europeos, cuyos resultados mostraban que el 40 por ciento de los españoles no se siente seguro en su puesto de trabajo, seguidos a una distancia considerable por británicos, belgas e italianos (*El Mundo,* 27 de Mayo de 2003).

necesariamente como un reflejo del aumento de la inseguridad en el empleo, puesto que podría suceder que los contratos temporales se estuviesen utilizando como un medio para facilitar el acceso de los trabajadores jóvenes al mercado de trabajo.

Ante estas limitaciones, diversos trabajos han propuesto distintos tipos de indicadores para tratar de analizar la seguridad en el empleo. Una forma de aproximarse a esta cuestión consiste en preguntar a los propios trabajadores sobre diversos aspectos relacionados con el empleo en el presente y lo que se espera para el futuro (OCDE, 1997; Green et al., 2000; Green, 2003). En principio, cabe suponer que las percepciones de los trabajadores sobre seguridad están determinadas por un conjunto de elementos subjetivos y objetivos que resultan difíciles de cuantificar (por ejemplo, las condiciones económicas del país o el riesgo percibido de perder el empleo). Estas encuestas suelen reflejar diferencias entre grupos de trabajadores y países.

En el caso de la OCDE (1997), se presentan los datos de una encuesta diseñada por el *International Survey Research* que trata de captar las percepciones de los trabajadores sobre seguridad en el empleo. Sus resultados indican que existen claras diferencias entre países: el nivel de inseguridad era relativamente bajo en Austria, Australia o Dinamarca mientras que era relativamente elevado en Estados Unidos, Reino Unido, Francia o Japón. España se encontraba en 1996 en un nivel intermedio[2]. Para el caso concreto de Estados Unidos, Schmidt (1999) utiliza los datos de la *General Social Survey* para el periodo 1977-1996 y obtiene que durante los años noventa los trabajadores han sido más pesimistas acerca de perder el empleo en los doce meses siguientes que durante los años ochenta.

En otros estudios, se proponen indicadores indirectos alternativos para intentar aproximarse a la medición de la seguridad en el empleo y su evolución en el tiempo. Uno de los indicadores (OCDE, 1997; Gottschalk y Moffit, 1999; Nickell et al., 2002) se refiere a la evolución del peso de los motivos por los que los empleos terminan, con la idea de que un incremento de los cambios involuntarios frente a los voluntarios reflejaría un aumento de la inestabilidad. Otro indicador (Gregg y Wadsworth, 1995; OCDE, 1997; García-Serrano et al., 1999; Auer y Cazes, 2000) tiene que ver con la rotación a corto plazo: si la propor-

2. La OCDE (1997) también utiliza información sobre la antigüedad media en el empleo y la probabilidad de permanecer en un empleo, llegando a la conclusión de que ambas han cambiado poco en los países miembros.

ción de los empleos que comienzan en un momento dado y no continúan existiendo en un plazo corto (un año) ha aumentado o no.

En el caso español, se sabe poco acerca de la evolución de la seguridad del empleo a lo largo del tiempo, más allá de la información existente sobre la extensión de los contratos temporales en la economía y sobre los ajustes de plantilla de las empresas grandes. En realidad, en la literatura española no existen estudios que se hayan propuesto analizar directamente la seguridad laboral[3]. Para intentar rellenar la laguna existente, el objetivo de la presente investigación es llevar a cabo un estudio que trate de analizar la evolución de la seguridad del empleo en España a lo largo del periodo 1987-2003 mediante una serie de indicadores, tratando además de conocer qué colectivos son los que más han sufrido los cambios en el mercado laboral producidos en las últimas dos décadas.

A priori, podría pensarse que la inseguridad laboral puede haber crecido durante los años ochenta y noventa del siglo XX debido a los cambios económicos que se han producido en la economía española y a las reformas laborales (especialmente las de los años 1984 y 1994) que provocaron un aumento considerable del uso de contratos temporales (además de reducir el coste del despido), disminuyendo la antigüedad en el empleo e incrementando la rotación laboral (aproximadamente un 95 por ciento de las nuevas contrataciones realizadas desde mediados de los ochenta hasta mediados de los noventa se produjeron mediante contratos temporales). Por otro lado, la expansión económica iniciada a mediados de los noventa y la reforma del año 1997 (que fomentaba la contratación indefinida frente a la tem-

3. Hay algunos trabajos que han estudiado los determinantes de la salida de la ocupación y la duración de los empleos. García-Fontes y Hopenhayn (1996), utilizando una muestra aleatoria de afiliados a la Seguridad Social en el periodo 1978-1992, analizan el impacto de la reforma laboral de 1984 sobre el funcionamiento del mercado de trabajo español. En la misma línea que el trabajo anterior y también con datos de la Seguridad Social, García-Pérez y Muñoz-Bullón (2005) analizan la rotación laboral en el mercado de trabajo español durante la década de los noventa del siglo XX y concluyen que las tasas de salida del empleo aumentaron en dicha década en comparación con la anterior y que hay ciertos colectivos que se han visto más afectados por el incremento de la rotación (los jóvenes, las mujeres y los trabajadores con baja cualificación). En Toharia (1998) también se ofrece información (a partir de la EPA enlazada) que avala la conclusión de que las salidas del empleo se incrementaron desde mediados de los ochenta hasta mediados de los noventa. García-Pérez (1997), con datos similares a los anteriores, y García-Serrano y Malo (1996), con datos procedentes de la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase de 1991, estudian los determinantes de la duración del empleo. Finalmente, Arranz y García-Serrano (2004), a partir de datos administrativos del fichero Histórico del Sistema de Prestaciones (HSIPRE) del Instituto Nacional de Empleo, obtienen que cuanto mayores son las duraciones de los periodos de no empleo en el pasado, menores son las duraciones futuras en el empleo.

poral al reducir los costes de despido de los nuevos contratos indefinidos así como mediante bonificaciones a las cotizaciones de la Seguridad Social) también han podido influir en el número de interrupciones laborales, en la duración de los empleos y, por tanto, en la (sensación de) seguridad en el empleo en el mercado de trabajo español.

En particular, este artículo propone emplear diversos indicadores para aproximarse a la medición de la inseguridad laboral en España en el periodo 1987-2003. Dichos indicadores son los siguientes: primero, la duración media de los empleos que terminan; segundo, la "tasa de fracaso" de los emparejamientos laborales en el corto plazo (entre uno y dos años), es decir, qué proporción de los trabajadores que llevan trabajando menos de un año en su empleo consiguen continuar en el mismo empleo un año después; y tercero, la proporción de rupturas laborales en relación con el número de asalariados, así como el peso de los distintos motivos por los que finalizan los empleos, con objeto de comprobar si las rupturas involuntarias han crecido o no. Adicionalmente, se utilizan técnicas econométricas de modelos de duración de tipo discreto con objeto de examinar el efecto de diversas características individuales y de los puestos de trabajo sobre la probabilidad de que se produzca una ruptura laboral, diferenciando posteriormente entre las distintas causas de salida.

Para realizar este análisis, se utiliza la información individual (microdatos) que proporciona la Encuesta de Población Activa (EPA) tanto a través de sus ficheros de corte transversal como mediante el enlace de los ficheros trimestrales (lo que permite disponer de información de naturaleza longitudinal).

Los resultados obtenidos con los diferentes indicadores y con las estimaciones econométricas sugieren que la inseguridad laboral ha aumentado a lo largo de todo el periodo de estudio (si bien parece que se ha reducido a partir de finales de los años noventa del siglo XX) y que existen colectivos con síntomas de elevada inseguridad laboral, como es el caso de las mujeres, los trabajadores con contrato de naturaleza temporal, los trabajadores de todos los grupos ocupacionales (excepto los no manuales más cualificados) y los ocupados en ciertos sectores (agricultura y construcción).

El esquema del artículo es el siguiente. En la sección dos, se ofrece un análisis descriptivo con los diferentes indicadores expuestos anteriormente para examinar la evolución de la seguridad en el empleo en España. En la sección tres, se presenta el modelo de dura-

ción en tiempo discreto que se va a estimar así como los resultados obtenidos. Finalmente, la sección cuatro resume las conclusiones del artículo.

2. INDICADORES DE LA SEGURIDAD EN EL EMPLEO

2.1. La duración de los empleos que terminan

El primer indicador que se va a construir y utilizar se centra en la duración media de los empleos que ya han acabado. La hipótesis de trabajo sería que, en general, los trabajadores prefieren empleos más duraderos a empleos menos duraderos, por lo que una reducción de la duración media de los mismos reflejaría un incremento de la inseguridad.

Para medir la duración de los empleos que terminan, se van a utilizar varias preguntas contenidas en el cuestionario de la EPA en el bloque referido a la experiencia profesional de las *personas sin empleo* y se va a emplear dicha encuesta como un corte transversal a lo largo del tiempo (como estas preguntas no se efectúan a los trabajadores ocupados, resulta imposible conocer la duración del último empleo de los individuos que han cambiado directamente de empleo).

En primer lugar, las personas sin empleo deben indicar si han realizado anteriormente algún trabajo, ya sea como asalariado, por su cuenta o como ayuda familiar. Si contestan afirmativamente, entonces deben señalar el número de meses transcurridos desde que dejaron su último empleo (en la EPA de 1987 a 1991) o la fecha desde que sucedió esto (en la EPA desde 1992). Si han transcurrido tres años o menos en el primer caso o menos de ocho años en el segundo, el cuestionario plantea a los individuos una serie de preguntas sobre su último empleo: causa de que lo dejara, ocupación, actividad de la empresa, situación profesional y duración.

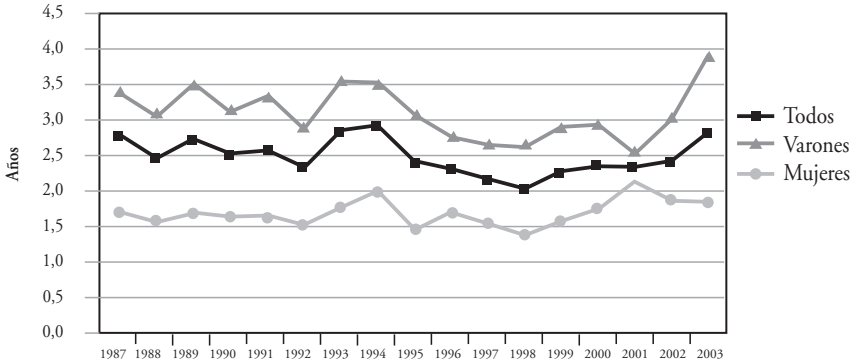
En relación con la duración del último empleo, hasta 1999 los individuos debían indicar cuánto tiempo estuvieron trabajando en su último empleo: en meses (si trabajaron menos de un año) o en años (si trabajaron un año o más). Sin embargo, desde 1999 deben señalar la fecha en que empezaron a trabajar en su último empleo y para su última empresa o negocio.

Dado que estamos interesados en investigar lo que ha sucedido con los empleos que terminan en la economía, parece lógico estable-

cer algún tipo de criterio de selección referido al tiempo transcurrido desde que se dejó el empleo, ya que sin dicho criterio se estaría incluyendo en el mismo análisis un empleo que terminó hace varios años y un empleo que terminó hace sólo unas semanas. Por ello, se ha decidido seleccionar únicamente a aquellos individuos que, habiendo realizado anteriormente algún trabajo, afirman que el número de meses transcurrido desde que dejaron su último empleo es igual o inferior a tres meses[4].

Los resultados del análisis referido a la duración completa media de los episodios de empleo que acaban de terminar se encuentran en el gráfico 1, para el total de trabajadores asalariados y por sexo. De la información presentada parece desprenderse que esta duración es contracíclica: aumenta en las recesiones y disminuye en las expansiones. Dicho de otra forma, durante las recesiones (como en 1992-1994 y en 2001-2003) se destruyen puestos de trabajo más duraderos, por lo que la duración media crece, mientras que durante las expansiones sucede lo contrario. Así, en el pico de las recesiones citadas la duración media de los puestos destruidos alcanzó los tres años, mientras que en la expansión de finales de los años ochenta se situó algo por encima de los dos años y medio y en la expansión de la segunda mitad de los noventa no llegó ni siquiera a ese nivel.

Gráfico 1.
Duración media del último empleo de los trabajadores asalariados que acaban de dejar un empleo, total de trabajadores y por sexo. EPA transversal 1987-2003 (segundos trimestres).



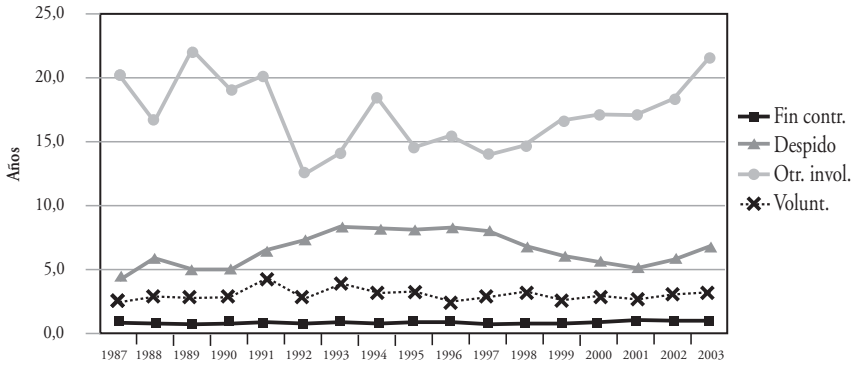
4. Creemos que esta es una buena forma de aproximarnos a los empleos que acaban de desaparecer en la economía. Además, sólo se han considerado trabajadores que eran asalariados en su último empleo, excluyendo, por tanto, a trabajadores por cuenta propia y ayudas familiares.

Por sexo, la duración media de los empleos que terminan es mayor entre los varones que entre las mujeres y el movimiento contracíclico de dicha duración se aprecia en el caso de aquéllos pero no en el caso de éstas. De hecho, en el periodo 2001-2003 la duración media ha aumentado considerablemente en el colectivo masculino mientras que ha disminuido en el colectivo femenino. En cualquier caso, parece que para los varones se ha producido una cierta tendencia secular a la disminución de la duración media de los empleos que terminan, resultado al que se llega comparando las duraciones medias en los dos últimos periodos expansivos de la economía española, algo que no se observa en el caso de las mujeres.

Resulta evidente que la duración media de los empleos que acaban de terminar enmascara el hecho de que las duraciones difieren según el motivo por el que finalizan los empleos. El gráfico 2 ofrece las duraciones medias según el motivo por el que terminó el empleo. Como se observa, la duración más baja corresponde a la finalización de contrato: no llega a un año y apenas ha variado a lo largo del tiempo. A continuación, se encuentra la duración media de los empleos que terminaron por motivos voluntarios (realizar estudios o recibir formación, razones personales o responsabilidades familiares, lo dejó voluntariamente y otras causas): se sitúa en torno a los tres años y tampoco parece haber cambiado mucho en este periodo de tiempo (excepto a comienzos de los años noventa).

Después se encuentra la duración media de los empleos que han finalizado como consecuencia de despidos. En este caso, sí se

Gráfico 2.
Duración media del último empleo de los trabajadores asalariados que acaban de dejar un empleo, según motivo de finalización. EPA transversal 1987-2003 (segundos trimestres).



observan cambios importantes: la duración media estaba más o menos estable en torno a los cinco años en el periodo 1987-1990, aumentó hasta los ocho años con el comienzo de la crisis de principios de los años noventa, se mantuvo en ese nivel hasta 1997, se produjo una fuerte reducción en el periodo 1998-2001 (hasta alcanzar nuevamente los cinco años en este último año) y finalmente ha vuelto a crecer en el periodo de enfriamiento económico 2001-2003 (alcanzando prácticamente los niveles de mediados de los noventa)[5].

Finalmente, la duración media de los empleos que terminan debido a otros motivos involuntarios (jubilaciones y retiros) es la más elevada y ha venido creciendo desde principios de los noventa, pero especialmente desde 1998: si en ese año la duración media era de 15 años, en 2003 ha aumentado hasta los 21 años (que es un nivel similar al de finales de los años ochenta)[6].

En resumen, los empleos que terminan se caracterizan por que su duración es contracíclica, de modo que aumenta en las recesiones y disminuye en las expansiones, aunque parece que la duración media de los empleos que terminan ha sido algo menor en la expansión de mediados-finales de los noventa que en la expansión de mediados-finales de los ochenta. Además, la duración media difiere según características, especialmente según el motivo de finalización del empleo: es elevada cuando se trata de despidos y, sobre todo, de jubilaciones,

5. La reducción observada desde 1998 puede deberse en parte a la reforma de 1997, que incentivó los nuevos contratos indefinidos con costes de despido menores. En la medida en que las empresas hayan utilizado dichos contratos como si fueran temporales, la tasa de "destrucción" de tales contratos habrá sido elevada y, por tanto, la duración de los empleos corta (Malo y Toharia, 1999). Por el contrario, la recesión habrá llevado a las empresas a despedir tanto trabajadores indefinidos nuevos como antiguos, por lo que la duración media crece. En cualquier caso, sería necesario un análisis más profundo para determinar la parte de la variación de la duración que puede adscribirse a la reforma laboral.

6. También se ha analizado la evolución de la duración media de los empleos que terminan por grupos de edad, niveles de estudios, grupos ocupacionales y sectores de actividad económica. Por grupos de edad (16-24, 25-34, 35-49 y 50-64), destacan dos aspectos: la duración media va creciendo con la edad, aunque destaca la baja duración media del grupo entre 35 y 49 años, que fluctúa en torno a los dos años; y su evolución contracíclica para todos los grupos de edad, excepto en el caso de los más jóvenes. Por niveles de estudios, los trabajadores asalariados con estudios primarios y universitarios presentan una duración media de los trabajos que terminan más alta en todo el periodo, a lo que se añade una cierta tendencia creciente desde 1996 para los primeros y una importante reducción de la misma hasta 2001 por parte de los segundos. Por categorías de ocupación, los trabajadores en ocupaciones manuales no cualificadas presentan la duración media de los empleos que terminan más baja, con una tendencia a disminuir, si se comparan las duraciones en los años ochenta y en los noventa; dicha tendencia también se da en las ocupaciones no manuales no cualificadas. Finalmente, los empleos de la agricultura y la construcción (donde predomina el empleo temporal) presentan duraciones medias más bajas que los del resto de sectores de actividad, especialmente que la industria pesada.

pre-jubilaciones y retiros, mientras que es muy baja cuando la causa de terminación del empleo es la finalización del contrato.

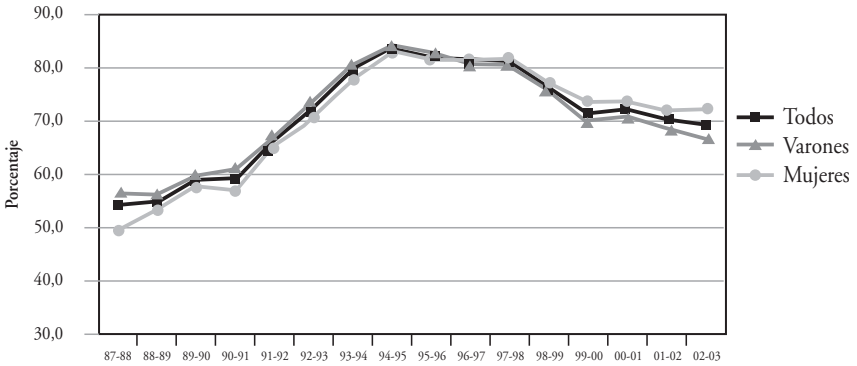
2.2. La tasa de salida entre uno y dos años

Otro indicador de la inseguridad en el empleo propuesto en la literatura consiste en calcular qué proporción de los trabajadores que empiezan un empleo en un año no continúan en el mismo un año después. Esto es lo que se denomina la tasa de salida (o de fracaso) bruta de uno a dos años. En particular, esta tasa se define como la diferencia entre el número de trabajadores asalariados que tenían menos de un año de antigüedad en un momento dado (que es la población origen) y el número de trabajadores asalariados que tienen un año o más de antigüedad pero menos de dos un año después como porcentaje de la población origen. Por tanto, esta tasa representa la proporción de los emparejamientos laborales que no han tenido éxito.

Para llevar a cabo este análisis, se han utilizado los ficheros de la EPA como una sección transversal, en particular los datos referidos a la antigüedad en el empleo de los individuos ocupados en el momento de la entrevista (como asalariados). Los datos referidos a España se ofrecen en el gráfico 3 para el periodo 1987-2003.

Como puede observarse, la tasa de salida de uno a dos años creció rápidamente a finales de los años ochenta y principios de los noven-

Gráfico 3.
Proporción de trabajadores asalariados con menos de un año de antigüedad que no continúan en su empleo un año después, total de trabajadores y por sexo. EPA transversal 1987-2003 (segundos trimestres).



ta, de modo que pasó del 54 por ciento en 1987-1988 al 83 por ciento en 1994-1995. Esto da idea del nivel y del aumento del grado de rotación laboral existente en el mercado de trabajo español en ese periodo: a mediados de los años noventa un 83 por ciento de los trabajadores asalariados que tenían una antigüedad en su empleo inferior a un año no consiguió permanecer más de dos años en el mismo. La tasa de salida se mantuvo en ese nivel durante los cuatro años siguientes, disminuyó diez puntos porcentuales entre 1998 y 2000 y se ha situado desde entonces en torno al 70 por ciento con una ligera tendencia decreciente. A la vista de las cifras mostradas en el gráfico, las diferencias por sexo no son muy importantes.

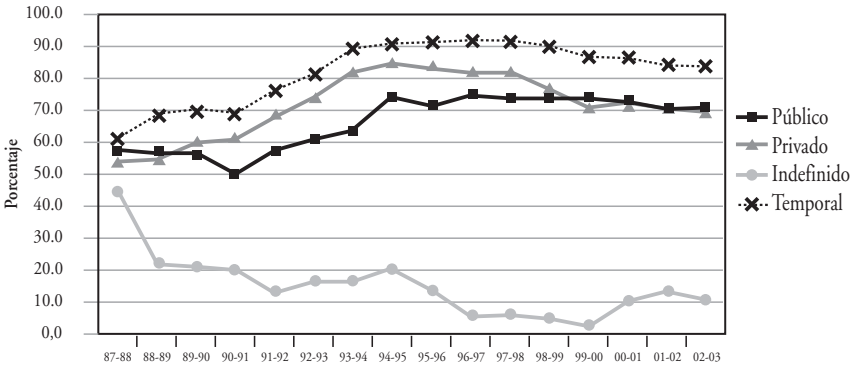
En comparación con otros países, la tasa de salida de uno a dos años en España es muy elevada. De acuerdo con Auer y Cazes (2000), que aportan datos para varios países europeos y Estados Unidos de América en tres años de la década de los noventa, España es con mucho el país con la tasa de salida más alta: sólo Finlandia posee una tasa cercana al 50 por ciento, encontrándose el resto de los países con valores entre el 30 y el 40 por ciento. Esto vendría a sugerir que el nivel de inseguridad en el empleo medido por la tasa de salida de uno a dos años (que aproxima el grado de rotación laboral o de fracaso de los emparejamientos laborales a corto plazo) es elevado en España cuando se compara con el resto de países de su entorno.

Un aspecto que resulta interesante de examinar es hasta qué punto el nivel y la evolución de la tasa de salida difieren entre diversos colectivos de trabajadores. Por razones de espacio, se van a mostrar los resultados referidos simplemente a dos características de los puestos de trabajo que ocupan: el sector institucional y el tipo de contrato. Dicha información se ofrece en el gráfico 4.

Con respecto al sector institucional, resulta interesante comprobar que la reducción de las tasas de salida entre uno y dos años que se ha producido desde 1995 se ha centrado casi exclusivamente en el sector privado, ya que el sector público ha mantenido una tasa de salida en torno al 73 por ciento desde 1993, con una ligera disminución en 2000-2003.

Cuando se distingue por tipo de contrato, resulta evidente que la tasa de salida es muy elevada en el caso de los contratos temporales y bastante más reducida en el caso de los indefinidos. Para los primeros, creció del 61 al 91 por ciento entre 1987 y 1995 (especialmente a partir de 1992, cuando la duración mínima de los contratos temporales de fomento del empleo aumentó a un año, lo que desplazó la utiliza-

Gráfico 4.
Proporción de trabajadores asalariados con menos de un año de antigüedad que no continúan en su empleo un año después, por sector institucional y tipo de contrato. EPA transversal 1987-2003 (segundos trimestres).



ción de los contratos temporales hacia otros tipos), se ha mantenido en ese nivel hasta 1999 y desde entonces ha disminuido ligeramente (hasta el 84 por ciento). Para los segundos, si se excluye el dato anómalo de 1987, resulta que la tasa de salida estuvo en torno al 20 por ciento hasta 1995, se redujo drásticamente entre 1995 y 2000 (es decir, con anterioridad a la reforma laboral de 1997), y en los últimos cuatro años ha crecido para situarse alrededor del 10 por ciento. En definitiva, estos datos pueden interpretarse en el sentido de que la mayor parte de los emparejamientos con contratos temporales no superan el año de vida, mientras que por el contrario la mayor parte de los emparejamientos con contratos indefinidos sí lo hacen.

En resumen, una gran parte de los emparejamientos entre trabajadores y empresas en la economía española no duran mucho: en 1987 (2002) en torno al 55 (70) por ciento de los asalariados que tenían una antigüedad en su empleo inferior a un año no consiguió permanecer más de dos años en el mismo. Este resultado puede tomarse como evidencia de que la inseguridad en el empleo en España ha aumentado durante los años ochenta y noventa del siglo XX y continúa siendo elevada en la actualidad.

2.3. Rupturas laborales: número y motivos

Como se ha dicho en la introducción, dos indicadores de la inestabilidad en el empleo que se encuentran íntimamente unidos son los que

se refieren al número de rupturas laborales (o mejor, a la proporción de las mismas con respecto al total de trabajadores) y a los motivos por los que los empleos terminan. En principio, un incremento de la proporción de salidas del empleo no tiene por qué implicar un aumento de la inseguridad en el empleo, ya que las salidas pueden deberse a motivos voluntarios o involuntarios (desde el punto de vista de los trabajadores). Sin embargo, cabe suponer que los trabajadores que se mueven voluntariamente lo hacen para mejorar su situación mientras que es más probable que quienes son despedidos se encuentren peor. Por tanto, para tratar de decir algo sobre la inseguridad laboral, se debería tratar de comprobar si la probabilidad de que un empleo termine de forma involuntaria ha aumentado o disminuido a lo largo del tiempo. En caso de que hubiese crecido, cabría pensar que la inseguridad del empleo ha aumentado[7].

Por tanto, los dos indicadores a construir para analizar su evolución en el periodo 1987-2003 son la proporción de rupturas laborales como porcentaje de trabajadores asalariados y la distribución de las rupturas laborales según el motivo por el que se han producido. Para ello, se va a utilizar la información que proporcionan los ficheros enlazados de la EPA.

Como se sabe, la EPA es una encuesta de periodicidad trimestral que lleva a cabo el Instituto Nacional de Estadística mediante una entrevista directa a una muestra de viviendas familiares (alrededor de 60.000). Esta se renueva en una sexta parte cada trimestre, por lo que las cinco quintas partes restantes permanecen en la muestra de un trimestre al inmediatamente siguiente, las cuatro sextas partes de aquél al subsiguiente, y así sucesivamente hasta que la muestra se renueva completamente al cabo de un año y medio. Este sistema de rotación

7. En España, no hay estudios que utilicen este tipo de indicadores. En cambio, en los Estados Unidos de América, son más comunes. En dicho país, los autores que analizan la seguridad en el empleo con estos indicadores obtienen en general resultados similares en sus investigaciones, a pesar de utilizar bases de datos diferentes. Por ejemplo, Boisjoly et al. (1998) con el *Panel Survey of Income Dynamics* (PSID) detectan un aumento de la inseguridad en el empleo al aumentar en mayor proporción el número de cambios involuntarios en el empleo entre las décadas de los setenta y principios de los noventa. Similares resultados encuentran Polsky (1999) y Valleta (1999) con la misma base de datos, y Farber (1997) con la *Displaced Workers Survey* (un suplemento de la *Current Population Survey*) desde la década de los ochenta hasta mediados de los noventa. Sin embargo, Gottschalk y Moffit (1999) encuentran resultados distintos a los del resto de autores: no sólo la movilidad laboral no ha variado durante los ochenta y los noventa sino que los indicadores de inseguridad que utilizan tampoco muestran una tendencia creciente en dicho periodo. Dichos indicadores son la probabilidad de que un empleo termine involuntariamente, la probabilidad de que a dicho empleo le siga un periodo de no empleo o que el salario del siguiente empleo sea menor. Los datos que utilizan proceden del PSID y de la *Survey of Income and Program Participation* (SIPP).

permite la obtención de flujos brutos, pues se dispone de información sobre los individuos durante el tiempo que éstos contestan a la encuesta (seis trimestres consecutivos).

La información de la EPA enlazada durante seis trimestres consecutivos permite analizar la permanencia en el empleo y la salida del mismo de los asalariados en España a lo largo del periodo 1987-2003. En cada trimestre se conoce el estado laboral del individuo: si está empleado, desempleado o inactivo. En el caso que nos interesa, si el individuo declara que está ocupado, se puede conocer el número de meses que lleva ocupado en ese empleo. Por ejemplo, si se toma el segundo trimestre de 1987, se seleccionan aquellos individuos que acaban de comenzar un empleo en dicho momento (menos de tres meses de antigüedad) y se enlazan las cinco entrevistas posteriores, se puede tener información de los cambios de situación del individuo durante 18 meses consecutivos. Esto significa que se tiene un panel con seis olas trimestrales.

En el caso de que abandone el empleo, se puede conocer el tipo de salida (desde el empleo hacia otro empleo, hacia el desempleo o hacia la inactividad), así como la causa de la ruptura laboral: cambio directo de empleo a empleo, finalización de contrato, despido, jubilación, retiro, realizar estudios o recibir formación, razones personales o responsabilidades familiares, lo dejó voluntariamente y otras causas. Debe mencionarse que, en realidad, para quienes son observados en un empleo en un trimestre dado y en otro empleo en el trimestre posterior sólo se puede saber que han cambiado de empleo en algún momento intermedio, pero no se puede conocer el motivo del cambio, puesto que a los ocupados en un trimestre dado no se les pregunta por las razones por las que terminó su último empleo. Puede suponerse en cualquier caso que una gran parte de estos cambios de empleo obedecen a finalizaciones de contratos de naturaleza temporal, supuesto avalado por diversos datos del mercado de trabajo español[8]. Esto significa que una elevada proporción de los cambios de empleo deben ser considerados cambios involuntarios.

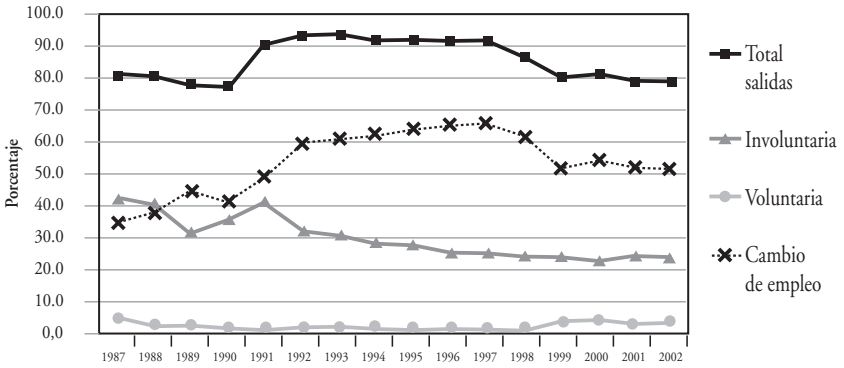
Para estudiar la seguridad laboral de los individuos con los fiche-

8. Alrededor del 95 por ciento de las nuevas contrataciones realizadas desde mediados de los ochenta hasta mediados de los noventa se produjeron con contratos temporales y en torno al 75 por ciento de los últimos empleos ocupados por los nuevos entrantes a la desocupación en 1987-2003 terminaron debido a la finalización de contrato. Además, de acuerdo con los datos de la EPA, la práctica totalidad de quienes tienen un contrato temporal en un momento dado del tiempo declaran tenerlo por no haber podido encontrar un empleo con contrato indefinido.

ros enlazados de la EPA se van a seleccionar a aquellos ocupados asalariados durante el segundo trimestre de cada año. Como habrá ocupados que declaren que llevan años en el mismo empleo o que empezaron hace unas pocas semanas o meses, se ha procedido a seleccionar sólo aquellos que declaran que llevan un periodo inferior a tres meses en su empleo actual. Por tanto, el seguimiento de las rupturas laborales de los ocupados será inicialmente de aquellos individuos que acaban de entrar en un empleo (nuevos entrantes) y, por tanto, su duración en la ocupación oscilará entre un mínimo de un mes y un máximo de hasta 18 meses[9].

El gráfico 5 presenta el porcentaje de los nuevos asalariados que experimentan al menos una ruptura laboral, distinguiendo si ésta es hacia otro empleo, se ha producido por causas involuntarias (fin de contrato, despido u otras causas involuntarias) o se ha producido por causas voluntarias. Al enlazar la información longitudinal de las seis entrevistas consecutivas de los individuos, el porcentaje de asalariados con al menos una ruptura laboral no se debe interpretar en un momento concreto del tiempo sino como el porcentaje de nuevos asalariados que experimentan al menos una ruptura laboral *durante su historia laboral conocida* (sus seis entrevistas en la EPA).

Gráfico 5.
Porcentaje de asalariados que experimentan al menos una ruptura laboral, distinguiendo si es por cambio de empleo, causas voluntarias o causas involuntarias. EPA longitudinal 1987-2003 (segundos trimestres).



9. La selección de la muestra que contiene individuos entrantes a un empleo en el segundo trimestre de cada año (para a partir de ahí realizar el seguimiento en el empleo) se basa en el hecho de que dicho trimestre es el más habitual en la mayoría de estudios que utilizan los ficheros de la EPA (véase por ejemplo Toharia, 1998), ya que se supone que se trata del trimestre menos afectado por elementos de carácter estacional.

Esto significa que, según los datos presentados, el 80 por ciento de los individuos que entraron en un empleo en el segundo trimestre de 1987 tuvieron al menos una interrupción laboral durante los seis trimestres siguientes. Además, un 42 por ciento tuvieron una ruptura por causas involuntarias y un 35 por ciento por cambio de empleo. La información ofrecida en el gráfico permite observar unas pautas de evolución de las rupturas laborales durante el periodo de análisis: un incremento de las rupturas de los nuevos entrantes en un empleo hasta principios de los años noventa, sobre todo como consecuencia del fuerte aumento de los cambios de empleo, lo que da una idea del aumento de la rotación laboral existente en el mercado laboral español en ese periodo; un mantenimiento de las rupturas durante buena parte de la década de los noventa; y una reducción de las mismas a partir de 1998.

En resumen, la información aportada por la EPA en su versión longitudinal parece sugerir que la inestabilidad laboral (medida como el porcentaje de individuos que experimentan interrupciones laborales y si éstas se han producido por motivos voluntarios o involuntarios) creció básicamente por cambios de empleo (que ocultan movimientos involuntarios) durante los años ochenta del siglo XX hasta finales de los años noventa y desde entonces se ha reducido.

3. UN MODELO DE DURACIÓN CON DATOS LONGITUDINALES DE LA EPA

En esta sección, se va a realizar un análisis multivariante para estudiar la seguridad en el empleo de los individuos ocupados en España a lo largo del periodo 1987-2003. En particular, se va a estimar un modelo de duración de tipo discreto con tasas de salida de riesgos en competencia independientes (*discrete time proportional hazard model with competing risks of exits*) donde la función de verosimilitud queda especificada como la suma por separado de las diferentes tasas de salida desde un empleo hacia otro empleo, hacia el desempleo o hacia la inactividad bien por motivos voluntarios bien por motivos involuntarios. Primeramente nos centraremos en el análisis de las tasas de salida desde un empleo sin especificar el tipo de ruptura laboral, para diferenciar posteriormente si la salida obedece a un cambio de empleo, a un motivo involuntario (por finalización de un contrato,

despido u otras causas) o a un motivo voluntario (aunque los resultados referidos a este último no se presentan por motivos de espacio). Aplicaciones de este tipo de modelos se encuentran en los trabajos de Lancaster (1990), García-Pérez (1997), Böheim y Taylor (2002), Jenkins y García-Serrano (2004), y Arranz y García-Serrano (2004), entre otros.

De manera formal, la tasa de salida desde el empleo puede definirse como:

$$h_{ij}\,(t;X_{ij})=\lambda_0\,(t)\,\exp[X_{ij}'\beta]\,\theta_i \qquad (1)$$

donde $\lambda_0(t)$ es una función que recoge el efecto del riesgo básico; X_{ij} es un vector de características individuales y laborales que pueden variar en el tiempo; β es un vector de parámetros que se estiman; i=1…N son las observaciones individuales mes a mes; j identifica las diferentes causas de salida; y finalmente θ_i recoge el efecto de las características individuales inobservadas de los individuos que pueden influir en la duración del empleo, como la motivación, la habilidad, el absentismo, etc. La manera más común de recoger este efecto de la heterogeneidad inobservada es suponer que tiene el comportamiento de una distribución gamma (Meyer, 1990). Puede demostrarse que cuando θ sigue una distribución gamma con media unitaria y varianza constante σ^2, el logaritmo de la función de verosimilitud puede escribirse del siguiente modo (Meyer, 1990, página 770):

$$\log L=\sum_{i=1}^{N}\log\left\{\left[1+\sigma^2\sum_{t=0}^{t_i-1}\exp(X_{ij}'\beta+\gamma_j(t))\right]^{-\sigma^{-2}}-d_i\left[1+\sigma^2\sum_{t=0}^{t_i}\exp(X_{ij}'\beta+\gamma_j(t))\right]^{-\sigma^{-2}}\right\} \qquad (2)$$

donde $\gamma(t)$ es una función que recoge el efecto de la dependencia de la duración sobre la tasa de salida desde el empleo (recogido mediante la consideración de un conjunto de variables dicotómicas que difieren cada mes permitiendo que la tasa de salida varíe de manera no monótona respecto a la duración del empleo); d_i es una variable dicotómica que toma el valor 1 si el individuo en cada periodo finaliza con una transición (independientemente de si la causa de salida es el fin de un contrato, el despido, el cambio de un empleo a otro u otras causas involuntarias o voluntarias) y 0 en el resto de los casos (observaciones que salen a un destino diferente o no transitan, que se consideran censuradas).

Desde un punto de vista teórico, de acuerdo con el modelo de movilidad eficiente de Jovanovic (1979), como los empresarios no tienen información completa sobre sus trabajadores, los emparejamientos laborales continúan en la medida en que la productividad esperada se mantenga por encima de un cierto umbral (productividad de reserva). De este modo, la tasa de salida del empleo es igual a la probabilidad de que esta productividad esperada caiga por debajo de la productividad de reserva. Como tanto los trabajadores como los puestos de trabajo son heterogéneos, este umbral depende de sus características. Este aspecto debe tenerse en cuenta al estimar el modelo, por lo que deberán incluirse variables explicativas que capten características individuales, del puesto de trabajo y de la empresa. Así, por ejemplo, trabajadores con ciertos aspectos valorados por las empresas tendrán episodios de empleo más largos: en principio, cabe pensar que aquellos con un nivel educativo más elevado, con más experiencia laboral y que ocupan puestos más cualificados tendrán una mayor probabilidad de continuar en sus empleos. Lo mismo puede aplicarse a ciertas características de los puestos de trabajo y de las empresas. Además, la productividad de reserva de los emparejamientos laborales también dependerá de la situación del ciclo económico y de las condiciones económicas de los mercados de trabajo locales.

La muestra utilizada en las estimaciones coincide con la obtenida a partir de los ficheros enlazados de la EPA y descrita en la sección anterior. En concreto, se trata de aquellos individuos que acaban de entrar en un empleo (son nuevos entrantes, puesto que llevan menos de tres meses en su puesto). Esto significa que su duración en la ocupación a lo largo del periodo de observación (seis trimestres) oscilará entre un mes y un máximo de 18 meses. Las estimaciones se han realizado a partir de la especificación de la función de verosimilitud (2) por máxima verosimilitud para toda la muestra y para los varones y las mujeres por separado[10].

Las variables explicativas incluidas en las estimaciones son las siguientes: características personales (el sexo, la edad, el estado civil, la relación con la persona de referencia en el hogar, el nivel de estudios y la comunidad autónoma de residencia del individuo), características de los puestos de trabajo (el tipo de contrato, la ocupación y la jorna-

10. Todas las estimaciones han sido realizadas utilizando el programa informático Stata 8.0 con la rutina (*pgmhaz*) escrita por Jenkins (1997).

da laboral) y características de las empresas (el sector institucional y la rama de actividad). Adicionalmente, se han incluido la tasa trimestral de paro, una variable denominada *"Tendencia"* que recoge el efecto de si las rupturas laborales crecen con el tiempo y una variable dicotómica *"1997-2003"* que toma el valor 1 si el asalariado tuvo un nuevo empleo durante ese periodo y 0 en caso contrario[11]. Tanto la variable tasa de paro trimestral como la tendencia se han incluido como regresores que varían a lo largo de la propia duración del empleo, lo que se denomina en la literatura como covariantes que dependen del tiempo o que varían con el tiempo. En el apéndice se presenta un cuadro que contiene los estadísticos descriptivos de todas las variables.

El cuadro 1 proporciona los resultados de la estimación de la probabilidad de que un trabajador que acaba de entrar en un empleo asalariado tenga al menos una ruptura laboral a lo largo del periodo 1987-2003. Este cuadro también presenta interacciones de la variable dicotómica *"1997-2003"* con el sexo, la edad, el tipo de contrato y las categorías ocupacionales.

Las estimaciones muestran que la probabilidad de que los asalariados que entran a un nuevo empleo tengan al menos una ruptura laboral crece con el tiempo durante todo el periodo de estudio tanto para el total de la muestra como para los varones y las mujeres. No obstante, la variable dicotómica *"1997-2003"* indica que las rupturas laborales disminuyen a partir de 1997, si bien esta reducción se da en los varones pero no en las mujeres.

El efecto del resto de las variables es el siguiente. Las mujeres tienen una probabilidad de tener al menos una ruptura laboral mayor que los varones a lo largo de todo el periodo de estudio. La edad no parece tener un efecto muy importante sobre dicha probabilidad, al menos para los varones, mientras que en el caso de las mujeres se observa una cierta reducción a medida que la edad crece. La reducción del riesgo de sufrir una ruptura laboral a partir de 1997 es muy intensa en el caso de los trabajadores de 50-64 años.

Por categorías de ocupación, los varones y las mujeres en ocupaciones no manuales cualificadas presentan un menor nivel de ruptu-

11. El efecto esperado de esta variable dicotómica será negativo sobre la probabilidad de tener una ruptura laboral porque la reforma laboral de 1997 fomentaba la contratación indefinida frente a la temporal al reducir los costes de despido de los nuevos contratos indefinidos así como mediante bonificaciones a las cotizaciones de la Seguridad Social. No obstante, la evaluación rigurosa del efecto de dicha reforma requiere de una técnica más depurada (análisis del efecto del tratamiento mediante técnicas de emparejamiento o "diferencias en diferencias") que se deja para futuras investigaciones.

Cuadro 1.

Resultados de la estimación de un modelo de duración discreto de la probabilidad de tener una ruptura laboral. EPA longitudinal 1987-2003 (segundos trimestres).

	Total						Varones						Mujeres					
	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.
Sexo																		
Mujer	0,099	0,030	***	0,069	0,037	*	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mujer × (1997-2003)	-	-	-	0,073	0,050	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Grupos de edad																		
16-24	0,013	0,029		-0,008	0,037		0,014	0,040		-0,014	0,049		0,012	0,045		-0,011	0,057	
35-49	-0,053	0,034		-0,085	0,042	**	-0,025	0,044		-0,065	0,054		-0,091	0,054	*	-0,117	0,069	*
50-64	-0,049	0,047		0,056	0,058		0,008	0,059		0,092	0,071		-0,155	0,086	*	-0,036	0,108	
16-24 × (1997-2003)	-	-	-	0,057	0,055		-	-	-	0,081	0,075		-	-	-	0,049	0,081	
35-49 × (1997-2003)	-	-	-	0,080	0,063		-	-	-	0,104	0,083		-	-	-	0,065	0,098	
50-64 × (1997-2003)	-	-	-	-0,277	0,093	***	-	-	-	-0,235	0,115	**	-	-	-	-0,274	0,170	*
Tipo de contrato																		
Temporal	1,225	0,058	***	0,997	0,066	***	1,182	0,070	***	0,973	0,081	***	1,301	0,078	***	1,041	0,104	***
Temporal×(1997-2003)	-	-	-	0,544	0,098	***	-	-	-	0,529	0,127	***	-	-	-	0,508	0,155	***
Sector de actividad																		
Agricultura	1,127	0,108	***	1,204	0,110	***	1,171	0,142	***	1,260	0,145	***	0,854	0,176	***	0,902	0,178	***
Construcción	0,689	0,059	***	0,717	0,060	***	0,628	0,089	***	0,664	0,090	***	0,600	0,079	***	0,626	0,080	***
Energía, agua y extract.	0,014	0,057		0,027	0,058		-0,087	0,086		-0,060	0,087		0,037	0,180		0,039	0,180	
Transf. metales y quím.	-0,145	0,142		-0,128	0,143		-0,291	0,174	*	-0,265	0,175		0,046	0,310		0,068	0,310	
Fabricación equipo	0,013	0,074		0,020	0,074		-0,092	0,102		-0,071	0,102		-0,043	0,154		-0,011	0,154	
Otras ind. manufact.	0,089	0,083		0,083	0,083		-0,032	0,114		-0,027	0,114		0,111	0,147		0,111	0,147	
Serv. Tradicionales	0,108	0,060	*	0,125	0,060	**	-0,015	0,095		0,011	0,095		0,021	0,085		0,043	0,085	
Serv. Productivos	0,207	0,051	***	0,212	0,052	***	0,084	0,086		0,100	0,086		0,191	0,064	***	0,198	0,064	***
Serv. Sociales	0,159	0,061	***	0,166	0,061	***	0,150	0,100		0,161	0,101	*	0,071	0,076		0,084	0,076	

Serv. Personales	0,260	0,064	***	0,234	0,065	***	0,255	0,114	**	0,229	0,115	**	0,204	0,076	***	0,187	0,077	***
Ocupación																		
NMNC	0,336	0,048	***	0,123	0,067	*	0,510	0,073	***	0,250	0,099	***	0,193	0,063	***	0,044	0,088	
MC	0,451	0,047	***	0,285	0,068	***	0,546	0,063	***	0,324	0,094	***	0,470	0,080	***	0,400	0,103	***
MNC	0,513	0,046	***	0,306	0,066	***	0,675	0,064	***	0,403	0,094	***	0,335	0,067	***	0,214	0,092	***
NMC× (1997-2003)	-	-	-	-1,021	0,141	***	-	-	-	-1,150	0,186	***	-	-	-	-0,718	0,200	***
NMNC× (1997-2003)	-	-	-	-0,613	0,124	***	-	-	-	-0,690	0,166	***	-	-	-	-0,420	0,177	***
MC× (1997-2003)	-	-	-	-0,841	0,122	***	-	-	-	-0,880	0,156	***	-	-	-	-0,785	0,203	***
MNC× (1997-2003)	-	-	-	-0,659	0,120	***	-	-	-	-0,689	0,154	***	-	-	-	-0,513	0,184	***
Tendencia	0,014	0,005	***	0,021	0,005	***	0,018	0,007	***	0,026	0,007	***	0,010	0,010		0,015	0,007	**
1997-2003	-0,123	0,053	***	-	-	-	-0,207	0,070	***	-	-	-	0,000	0,091		-	-	-
Tasa de paro trimestral	0,031	0,005	***	0,025	0,005	***	0,029	0,006	***	0,022	0,007	***	0,034	0,008	***	0,031	0,008	***
Constante	-6,559	0,460	***	-6,737	0,466	***	-6,980	0,596	***	-7,185	0,600	***	-6,027	0,896	***	-6,127	0,659	***
σ^2(varianza de gamma)	0,094	0,049	*	0,107	0,049	***	0,178	0,0587	***	0,185	0,058	***	0,001	0,001		0,001	0,001	
Nº observaciones (individuo-mensuales)	79.957			79.957			51.993			51.993			27.964			27.964		
Función verosimilitud	-25.984,813			-25.943,169			-16.647,989			-16.623,772			-9.277,425			-9.263,648		

[a] El individuo de referencia es un varón, con 25-34 años de edad, casado, persona principal del hogar, universitario, trabaja en el sector público, con contrato indefinido, en una jornada laboral de más de 30 horas, en una ocupación no manual cualificada, y reside en Andalucía.

[b] NMC: No manual-cualificado; NMNC: No manual-no cualificado; MC: Manual- cualificado; MNC: Manual-no cualificado.

[c] Estas estimaciones también incluyen variables dicotómicas mensuales correspondientes al riego básico, así como de comunidades autónomas, relación con la persona principal, estado civil, tipo de jornada y nivel educativo.

[d] *** indica significatividad al 1 por ciento, ** al 5 por ciento y * al 10 por ciento.

Cuadro 2.

Resultados de la estimación de un modelo de duración discreto de la probabilidad de cambiar de un empleo a otro. EPA longitudinal 1987-2003 (segundos trimestres).

	Total						Varones						Mujeres					
	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.
Sexo																		
Mujer	-0,047	0,034		-0,087	0,043	**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mujer × (1997-2003)	-	-	-	0,091	0,058		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Grupos de edad(años)																		
16-24	-0,025	0,034		-0,034	0,043		-0,026	0,042		-0,022	0,053		-0,006	0,056		-0,047	0,073	
35-49	-0,078	0,039	**	-0,072	0,049		-0,035	0,047		-0,039	0,058		-0,147	0,073	**	-0,146	0,092	
50-64	-0,139	0,056	***	0,023	0,068		-0,083	0,065		0,082	0,077		-0,272	0,121	**	-0,199	0,156	
16-24 × (1997-2003)	-	-	-	0,033	0,062		-	-	-	0,002	0,078		-	-	-	0,092	0,102	
35-49 × (1997-2003)	-	-	-	-0,010	0,072		-	-	-	0,009	0,088		-	-	-	0,011	0,129	
50-64 × (1997-2003)	-	-	-	-0,430	0,112	***	-	-	-	-0,474	0,128	***	-	-	-	-0,152	0,236	
Tipo de contrato																		
Temporal	1,414	0,064	***	1,195	0,087	***	1,344	0,077	0,000	1,120	0,098	***	1,530	0,163	***	1,354	0,156	***
Temporal×(1997-2003)	-	-	-	0,473	0,135	***	-	-	-	0,533	0,160	***	-	-	-	0,313	0,218	
Sector de actividad																		
Agricultura	1,035	0,119	***	1,144	0,121	***	1,145	0,145	***	1,260	0,148	***	0,286	0,281		0,338	0,285	
Construcción	0,637	0,068	***	0,669	0,069	***	0,580	0,096	***	0,612	0,097	***	0,448	0,106	***	0,470	0,112	***
Energía, agua y extract.	-0,042	0,070		-0,032	0,071		-0,162	0,096	*	-0,143	0,096		-0,047	0,244		-0,050	0,244	
Transf. metales y quím.	0,028	0,159		0,037	0,159		-0,111	0,185		-0,098	0,185		0,188	0,365		0,203	0,365	
Fabricación equipo	0,180	0,085	***	0,187	0,086	**	0,054	0,110		0,069	0,110		0,290	0,187		0,305	0,187	*
Otras ind. manufact.	0,304	0,093	***	0,294	0,094	***	0,134	0,122		0,132	0,122		0,495	0,166	***	0,497	0,168	***
Serv. tradicionales	0,225	0,071	***	0,241	0,072	***	0,054	0,104		0,076	0,104		0,315	0,109	***	0,323	0,110	***
Serv. productivos	0,309	0,062	***	0,309	0,063	***	0,186	0,095	**	0,193	0,095	**	0,322	0,085	***	0,326	0,086	***
Serv. sociales	0,298	0,072	***	0,301	0,072	***	0,303	0,108	***	0,305	0,108	***	0,182	0,098	*	0,195	0,100	**

Serv. personales	0,292	0,077	***	0,261	0,078	***	0,317	0,125	***	0,285	0,126	**	0,199	0,101	**	0,184	0,103	*
Ocupación																		
NMNC	0,313	0,052	***	0,078	0,075		0,423	0,076	***	0,149	0,104		0,149	0,076	**	0,013	0,109	
MC	0,368	0,049	***	0,133	0,075	*	0,505	0,064	***	0,219	0,098	**	0,176	0,098	*	0,091	0,131	
MNC	0,402	0,048	***	0,131	0,073	*	0,571	0,064	***	0,241	0,097	***	0,180	0,085	**	0,057	0,117	
NMC× (1997-2003)	-	-	-	-0,995	0,174	***	-	-	-	-1,185	0,205	***	-	-	-	-0,624	0,283	**
NMNC× (1997-2003)	-	-	-	-0,616	0,157	***	-	-	-	-0,785	0,191	***	-	-	-	-0,363	0,249	
MC× (1997-2003)	-	-	-	-0,698	0,154	***	-	-	-	-0,796	0,179	***	-	-	-	-0,578	0,278	**
MNC× (1997-2003)	-	-	-	-0,547	0,153	***	-	-	-	-0,635	0,179	***	-	-	-	-0,416	0,260	
Tendencia	0,045	0,002	***	0,052	0,002	***	0,044	0,007	***	0,053	0,005	***	0,056	0,002	***	0,061	0,012	***
1997-2003	-0,144	0,050	***	-	-	-	-0,215	0,071	***	-	-	-	-0,072	0,076		-	-	-
Tasa de paro trimestral	0,046	0,006	***	0,041	0,006	***	0,037	0,007	***	0,029	0,007	***	0,056	0,010	***	0,051	0,010	***
constante	-10,770	0,549	***	-10,820	0,552	***	-10,558	0,619	***	-10,718	0,470	***	-12,107	0,229	***	-12,120	0,955	***
σ^2(varianza de gamma)	0,002	0,002		0,001	0,001		0,001	0,001		0,001	0,001		0,002	0,002		0,000	0,000	
Nº observaciones (individuo-mensuales)	79.957			79.957			51.993			51.993			27.964			27.964		
Función verosimilitud	-19.306,556			-19.271,7			-12.664,368			-12.639,988			-6.582,478			-6.578,287		

[a] El individuo de referencia es un varón, con 25-34 años de edad, casado, persona principal del hogar, universitario, trabaja en el sector público, con contrato indefinido, en una jornada laboral de más de 30 horas, en una ocupación no manual cualificada, y reside en Andalucía.

[b] NMC: No manual-cualificado; NMNC: No manual-no cualificado; MC: Manual- cualificado; MNC: Manual-no cualificado.

[c] Estas estimaciones también incluyen variables dicotómicas mensuales correspondientes al riego básico, así como de comunidades autónomas, relación con la persona principal, estado civil, tipo de jornada y nivel educativo.

[d] *** indica significatividad al 1 por ciento, ** al 5 por ciento y * al 10 por ciento.

ras laborales, siendo éste mayor entre los individuos que trabajan en ocupaciones manuales no cualificadas. La interacción de las variables de los grupos ocupacionales y la variable dicotómica *"1997-2003"* muestra que la caída de la rotación laboral después de 1997 se produce en todos los grupos ocupacionales, siendo el colectivo de trabajadores en ocupaciones no manuales más cualificadas el que experimenta una mayor mejora de la seguridad laboral después de 1997 al ser su reducción de mayor magnitud (este resultado se produce tanto entre los varones como entre las mujeres). Estos resultados referidos a los grupos ocupacionales y, en menor medida, los que tienen que ver con la edad coinciden con las predicciones teóricas mencionadas anteriormente.

Por otro lado, tener un contrato temporal y estar ocupado en un sector de actividad económica como la agricultura y la construcción significa tener mayor inseguridad laboral tanto en el caso de los varones como en el de las mujeres, ya que es mayor el riesgo de sufrir rupturas laborales. Finalmente, cabe subrayar que la utilización de la tasa de paro trimestral como control del ciclo económico genera una correlación positiva entre dicha variable y la probabilidad de experimentar una salida del empleo, es decir, las rupturas laborales aumentan cuando las condiciones económicas empeoran, lo que viene a corroborar que la mayor parte de los movimientos de salida del empleo obedecen a cambios involuntarios.

A grandes rasgos, los resultados obtenidos en la estimación coinciden con los de García-Pérez y Muñoz-Bullón (2005), quienes utilizan datos de la Seguridad Social para la década de los noventa del siglo XX, excepto en la reducción de la probabilidad de salida del empleo de los jóvenes (menores de 26 años) a partir de 1997 que ellos obtienen (como también Kugler et al., 2002).

Tras examinar la probabilidad de experimentar cualquier tipo de salida del empleo, el cuadro 2 presenta las estimaciones de la probabilidad de que un asalariado que entra en un nuevo empleo cambie a otro a lo largo del periodo de estudio (recordemos que, aunque no es posible conocer los motivos por los que se producen los cambios de empleo, es razonable pensar que la gran mayoría obedecen a finalizaciones de contratos). Las estimaciones se han realizado para toda la muestra y por sexo incluyendo las mismas variables que en el cuadro 1.

Los resultados indican que los cambios de empleo crecen con el tiempo entre el año 1987 y el 2003 tanto para los varones como para

las mujeres. Sin embargo, comparando el periodo anterior y posterior al año 1997, los tránsitos de empleo a empleo disminuyen entre los varones, algo que no sucede en el caso de las mujeres.

En cuanto a las características personales, se obtiene que los varones son ligeramente más propensos que las mujeres a experimentar un cambio de empleo durante el periodo 1987-2003 y, como antes, la edad influye en la probabilidad de experimentar un cambio de empleo sólo en el caso de las mujeres, reduciéndose dicha probabilidad a medida que aumenta la edad.

En relación con los grupos de ocupación, nuevamente los trabajadores varones y mujeres en ocupaciones no manuales más cualificadas tienen menor movilidad laboral por cambio de empleo que el resto de trabajadores. A partir de 1997, la reducción de la movilidad laboral pasa a ser un rasgo común de todas las categorías ocupacionales, siendo de mayor magnitud en el caso de los trabajadores que se acaban de comentar. E igual que antes, las mujeres y los varones asalariados con contratos temporales y ocupados en el sector de la agricultura y de la construcción presentan una mayor movilidad laboral entre empleos.

Por último, el cuadro 3 proporciona los resultados de las estimaciones de la probabilidad de que un asalariado que acaba de entrar en un empleo lo deje por una causa involuntaria (fin de contrato, despido u otras causas) a lo largo del periodo 1987-2003 para toda la muestra y por sexo.

De acuerdo con los resultados obtenidos, la probabilidad de tener al menos una ruptura laboral debido a una causa involuntaria disminuye entre el año 1987 y el 2003 tanto para los varones como para las mujeres, una vez que se controlan por las características personales y del puesto de trabajo y por el ciclo económico.

También se detecta que los varones y las mujeres en ocupaciones no manuales más cualificadas tienen menor probabilidad de dejar un empleo por causas involuntarias durante el periodo 1987-2003 en comparación con el resto de grupos ocupacionales. No obstante, a partir de 1997 la seguridad laboral medida por este indicador es más elevada en todos los grupos ocupacionales, siendo de mayor magnitud entre los trabajadores no manuales y manuales más cualificados. Finalmente, cabe destacar que tener un contrato temporal o estar ocupado en el sector agrícola o de la construcción son síntomas de inseguridad laboral puesto que se trata de los colectivos más propensos a tener mayores rupturas laborales involuntarias.

Cuadro 3.

Resultados de la estimación de un modelo de duración discreto de la probabilidad de tener una ruptura laboral involuntaria. EPA longitudinal 1987-2003 (segundos trimestres).

	Total						Varones						Mujeres					
	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.	Param.	S.E.	Sign.
Sexo																		
Mujer	0,365	0,059	***	0,347	0,071	***	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Mujer × (1997-2003)	-	-	-	0,052	0,099		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Grupos de edad(años)																		
16-24	0,072	0,059		0,053	0,072		0,133	0,086		0,074	0,102		-0,005	0,085		0,001	0,094	
35-49	0,023	0,066		-0,107	0,081		0,033	0,093		-0,077	0,111		-0,001	0,095		-0,124	0,108	
50-64	0,129	0,092		0,041	0,110		0,225	0,123	*	0,076	0,147		-0,063	0,148		-0,021	0,161	
16-24 × (1997-2003)	-	-	-	0,033	0,112		-	-	-	0,146	0,162		-	-	-	-0,070	0,142	
35-49 × (1997-2003)	-	-	-	0,344	0,124	***	-	-	-	0,318	0,177	*	-	-	-	0,274	0,158	*
50-64 × (1997-2003)	-	-	-	0,249	0,176		-	-	-	0,432	0,232	*	-	-	-	-0,127	0,262	
Tipo de contrato																		
Temporal	0,976	0,092	***	0,726	0,107	***	0,854	0,123	***	0,681	0,144	***	1,160	0,143	***	0,693	0,149	***
Temporal×(1997-2003)	-	-	-	0,671	0,176	***	-	-	-	0,474	0,237	**	-	-	-	0,870	0,261	***
Sector de actividad																		
Agricultura	1,412	0,199	***	1,365	0,202	***	1,113	0,299	***	1,053	0,302	***	1,679	0,287	***	1,464	0,240	***
Construcción	0,797	0,106	***	0,804	0,108	***	0,621	0,179	***	0,613	0,180	***	0,818	0,142	***	0,768	0,125	***
Energía, agua y extract.	0,272	0,108	***	0,290	0,108	***	0,105	0,174		0,121	0,173		0,380	0,302		0,353	0,270	
Transf. metales y quím.	-0,344	0,298		-0,295	0,298		-0,659	0,384	*	-0,610	0,382		0,017	0,627		0,031	0,585	
Fabricación equipo	-0,256	0,153	*	-0,239	0,153		-0,424	0,218	**	-0,409	0,217	**	-0,553	0,321	*	-0,445	0,298	
Otras ind. manufact.	-0,334	0,179	*	-0,335	0,179	*	-0,460	0,247	*	-0,450	0,246	*	-0,717	0,366	**	-0,672	0,349	**
Serv. tradicionales	-0,024	0,117		-0,012	0,116		-0,204	0,198		-0,193	0,198		-0,196	0,155		-0,151	0,140	
Serv. productivos	0,032	0,099		0,047	0,099		-0,234	0,178		-0,219	0,177		0,074	0,117		0,097	0,106	
Serv. sociales	-0,061	0,120		-0,058	0,120		-0,399	0,220	*	-0,380	0,219	*	0,036	0,139		0,027	0,126	

Serv. personales	0,188	0,123		0,188	0,123		0,022	0,243		0,023	0,243		0,225	0,138	*	0,195	0,125	
Ocupación																		
NMNC	0,380	0,095	***	0,303	0,137	**	0,678	0,157	***	0,628	0,225	***	0,242	0,118	**	0,109	0,151	
MC	0,529	0,092	***	0,560	0,138	***	0,541	0,131	***	0,602	0,212	***	0,729	0,144	***	0,632	0,171	***
MNC	0,678	0,089	***	0,650	0,135	***	0,806	0,134	***	0,799	0,214	***	0,578	0,122	***	0,457	0,154	***
NMC× (1997-2003)	-	-	-	-0,857	0,267	***	-	-	-	-0,756	0,376	**	-	-	-	-0,918	0,351	***
NMNC× (1997-2003)	-	-	-	-0,643	0,235	***	-	-	-	-0,533	0,329	*	-	-	-	-0,675	0,308	**
MC× (1997-2003)	-	-	-	-1,049	0,231	***	-	-	-	-0,977	0,306	***	-	-	-	-0,975	0,352	***
MNC× (1997-2003)	-	-	-	-0,817	0,224	***	-	-	-	-0,732	0,302	***	-	-	-	-0,793	0,315	***
Tendencia	-0,047	0,010	***	-0,041	0,010	***	-0,037	0,014	***	-0,034	0,014	***	-0,063	0,016	***	-0,045	0,014	***
1997-2003	-0,058	0,105		-	-	-	-0,172	0,148		-	-	-	0,171	0,157		-	-	-
Tasa de paro trimestral	0,009	0,009		0,009	0,010		0,015	0,013		0,016	0,014	0,262	0,009	0,014		0,004	0,013	
Constante	-0,845	0,894		-1,079	0,894		-1,598	1,241		-1,764	1,235	0,153	0,961	1,403		-0,144	1,221	
σ^2(varianza de gamma)	0,998	0,242	***	0,976	0,244	***	1,712	0,421	***	1,661	0,423	***	0,435	0,236	*	0,424	0,237	*
Nº observaciones (individuo-mensuales)	79.957			79.957			51.993			51.993			27.964			27.964		
Función verosimilitud	-12.257,433			-12.242,192			-7.540,317			-7.534,313			-4.656,156			-4.646,746		

[a] El individuo de referencia es un varón, con 25-34 años de edad, casado, persona principal del hogar, universitario, trabaja en el sector público, con contrato indefinido, en una jornada laboral de más de 30 horas, en una ocupación no manual cualificada, y reside en Andalucía.

[b] NMC: No manual-cualificado; NMNC: No manual-no cualificado; MC: Manual- cualificado; MNC: Manual-no cualificado.

[c] Estas estimaciones también incluyen variables dicotómicas mensuales correspondientes al riego básico, así como de comunidades autónomas, relación con la persona principal, estado civil, tipo de jornada y nivel educativo.

[d] *** indica significatividad al 1 por ciento, ** al 5 por ciento y * al 10 por ciento.

Estos últimos resultados se repiten al desagregar el análisis por sexo[12].

Hay que subrayar que los resultados de casi todas las estimaciones presentadas (excepto las de los cambios de empleo a empleo) indican la existencia de heterogeneidad individual inobservada (el tamaño de la varianza de la distribución gamma en relación con su desviación típica es significativo). Este resultado significa que la probabilidad de tener una ruptura laboral se ve afectada no sólo por las características individuales y laborales observables sino también por la existencia de aspectos inobservados de los individuos.

Además, cuando se comparan los resultados de las estimaciones con y sin controles del efecto de la heterogeneidad individual inobservada (estas últimas no mostradas), los coeficientes estimados y el valor de la función de verosimilitud difieren. Por un lado, el componente de dicha heterogeneidad incrementa el valor de la función de verosimilitud de las estimaciones, mejorando el ajuste de los modelos. Por otro lado, la magnitud de los parámetros de las variables explicativas es ligeramente superior (en valor absoluto) en las estimaciones que consideran tales controles sin que cambie el signo y la significatividad de los coeficientes. Además, el test de la razón de verosimilitud que permite contrastar un modelo con heterogeneidad individual inobservada frente a otro sin ella da como resultado que el componente de la heterogeneidad inobservada es significativo[13].

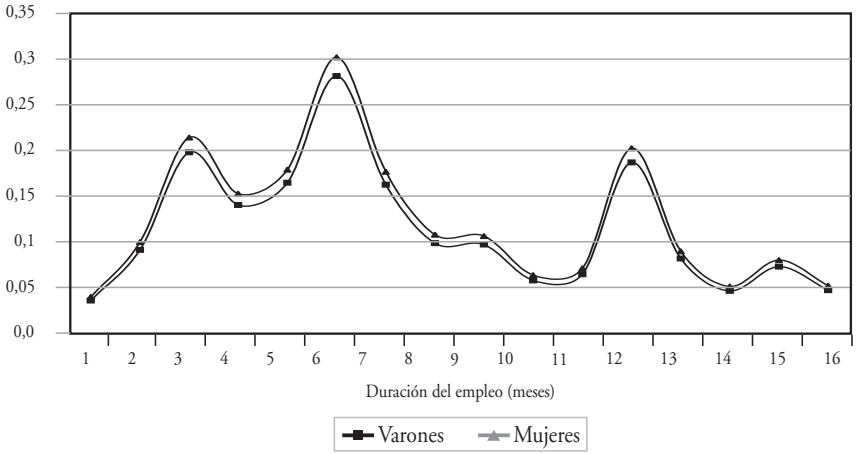
Respecto al efecto de la duración del empleo sobre la probabilidad de tener rupturas laborales por cualquier motivo, el gráfico 6 representa la dependencia de la duración de la tasa de salida del empleo en los valores medios del conjunto de las variables explicativas después de controlar por los aspectos inobservables de los trabajadores.

Los datos del gráfico muestran que hay una primera fase (durante los primeros meses hasta el sexto mes) en la que existe una dependencia positiva de la duración, aumentando la tasa de salida del empleo. En

12. Cabe señalar que se han realizado las mismas estimaciones de los cuadros 1 a 3 desagregando por grupos de edad (16-24, 25-34, 35-49 y 50-64). Los resultados de estas estimaciones son similares a los relativos a toda la muestra y a los colectivos de varones y mujeres: la probabilidad de que los asalariados que entran a un nuevo empleo tengan al menos una ruptura laboral (principalmente por cambios de empleo) crece con el tiempo en todos los grupos de edad entre 1987-2003. A partir de 1997 disminuyen las rupturas laborales tanto por motivos involuntarios como por cambios de empleo, siendo esta caída de mayor magnitud en el caso de los ocupados más jóvenes (de edades inferiores a 25 años). También se han realizado dichas estimaciones diferenciando si la duración del empleo es inferior a 6 o a 12 meses e igual o superior a 6 y a 12 meses. Los resultados de estas estimaciones no presentan diferencias muy acusadas con respecto a los presentados en el texto. Estos resultados pueden solicitarse a los autores.

13. Los resultados de este contraste están a disposición de quien lo solicite.

Gráfico 6.
Riesgo básico estimado de tener rupturas laborales por cualquier motivo, total de la muestra y por sexo.
EPA longitudinal 1987-2003 (segundos trimestres).



los tres meses siguientes se produce una fuerte caída, manteniéndose las tasas de salida a un nivel bajo desde el décimo mes (con excepción del duodécimo mes, en el que la tasa repunta). El perfil temporal mostrado en el gráfico muestra la existencia de picos en los meses múltiplos de tres (especialmente en el 3, el 6 y el 12), como consecuencia de la naturaleza trimestral de los ficheros utilizados. El perfil es muy similar cuando se comparan los varones y las mujeres, si bien éstas experimentan una mayor probabilidad de salir del empleo que aquéllos.

Para finalizar, debe comentarse que la evolución de la dependencia de la duración estimada del empleo es muy similar cuando el componente de la heterogeneidad inobservada no se incorpora en las estimaciones (resultado no mostrado), aunque la magnitud estimada de la tasa de salida es siempre menor cuando no se incorpora dicho componente (excepto cuando la razón del cese es el cambio de empleo a empleo, en cuyo caso no hay diferencias). Este resultado empírico es consistente con los resultados teóricos de Heckman et al. (1985), que vienen a indicar que la ausencia de controles para la heterogeneidad inobservada produce sesgos en la estimación de la función del riesgo básico[14].

14. Respecto a la dependencia de la duración en las tasas de salida de un empleo a otro o por causas involuntarias, se observa que la tasa de salida del empleo (en los valores medios del conjunto de las variables explicativas) presenta una evolución similar a la comentada en el texto principal para el total de rupturas laborales, siendo de menor magnitud cuando la causa de la ruptura laboral es involuntaria.

6. CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha sido analizar qué ha sucedido con la seguridad en el empleo a lo largo de las dos últimas décadas en el mercado de trabajo español. Para llevar a cabo este estudio se ha utilizado información de los ficheros transversales y longitudinales de la Encuesta de Población Activa (EPA) durante el periodo 1987-2003.

Dado que la seguridad en el empleo es difícil de medir, se han utilizado indicadores indirectos distintos de la antigüedad en el empleo o la proporción de trabajadores con un contrato temporal. Los indicadores planteados han sido varios. Primero, el análisis de la evolución de la duración media de los empleos que terminan. Segundo, la tasa de fracaso de los emparejamientos entre trabajadores y empresas en sus primeros momentos (entre uno y dos años). Tercero, el análisis de la evolución de la proporción de las rupturas laborales en relación con el total de trabajadores asalariados y si predominan cambios de empleo, causas voluntarias o causas involuntarias. El cuadro 4 ofrece un resumen de los resultados obtenidos con los diversos indicadores separados por subperiodos con objeto de comprobar hasta qué punto cada una de las medidas de la seguridad en el empleo coinciden. Adicionalmente, también se ha estimado un modelo de duración sobre la probabilidad de que se produzcan rupturas laborales con información longitudinal de la EPA en el que se controla por diversas variables personales, del puesto de trabajo y de la empresa.

En cuanto al primer indicador, se ha obtenido que los empleos que terminan se caracterizan porque su duración es contracíclica, pues aumenta en las recesiones y disminuye en las expansiones, pero la evidencia sugiere que la duración media de los empleos que termi-

Cuadro 4.
Resumen de los indicadores sobre la seguridad en el empleo.

Indicador	**Periodo 1987-1991**	**Periodo 1992-1994**	**Periodo 1995-1998**	**Periodo 1999-2003**
Duración de los empleos que terminan	↓ Duración media	↑ Duración media	↓ Duración media	↑ Duración media
Tasa de salida entre uno y dos años	↑ Tasa salida	↑ Tasa salida	Tasa de salida constante y elevada	↓Tasa salida
Proporción y tipo de rupturas laborales	↑ Rupturas laborales (cambios de empleo)	Proporción de rupturas laborales constante y elevada (cambios de empleo)	Proporción de rupturas laborales constante y elevada	↓ Rupturas laborales (cambios de empleo y cambios involuntarios)

nan ha sido algo menor en la expansión de mediados-finales de los noventa que en la expansión de mediados-finales de los ochenta.

El segundo indicador consiste en calcular qué proporción de los trabajadores que empiezan en un empleo en un año no continúan en el mismo un año después. En comparación con otros países, la tasa de salida (o de fracaso) de uno a dos años en España es la más elevada, lo que significa que la inseguridad en el corto plazo es muy importante. En particular, dicha tasa creció rápidamente a finales de los años ochenta y principios de los noventa, manteniéndose en niveles muy altos (83 por ciento) entre 1994 y 1998. Entre 1998 y 2000 ha disminuido, situándose desde entonces en torno al 70 por ciento, con una cierta tendencia a disminuir.

Respecto al tercer indicador, parece que la inseguridad laboral (medida como el porcentaje de trabajadores que experimentan interrupciones laborales y si éstas se han producido por cambios de empleo, por motivos voluntarios o por motivos involuntarios) creció desde 1987 a 2003. Este crecimiento no ha sido continuado sino que se ha visto afectado por el ciclo de la economía española, así como por las sucesivas reformas laborales. Estos cambios permiten distinguir tres etapas en el periodo temporal de análisis: una en la que se produce un incremento de las rupturas laborales (1987-1991), otra en la que las rupturas se estancan (1992-1997) y otra en la que éstas disminuyen (1998-2003).

Para finalizar el análisis de la seguridad en el empleo, se ha estimado un modelo de duración que permite explotar el comportamiento dinámico de los individuos con información longitudinal de la EPA. Los resultados indican que la rotación laboral ha aumentado a lo largo del periodo de estudio, sobre todo por cambios de empleo, aunque se ha reducido a partir de 1997. No obstante, como los cambios de empleo en realidad están captando una gran mayoría de salidas del empleo debidas a finalizaciones de contratos, cabe decir que dicho aumento de la rotación refleja incrementos de salidas involuntarias. En cualquier caso se detecta que las mujeres, los trabajadores con contrato de naturaleza temporal, los trabajadores en ocupaciones que no son no manuales cualificadas (especialmente las manuales poco cualificadas) y los ocupados en el sector agrícola o de la construcción presentan importantes síntomas de inseguridad laboral al ser los colectivos más propensos a tener más rupturas laborales de cualquier tipo.

En resumen, la información derivada de estos indicadores sugiere que la inseguridad en el empleo creció de forma importante durante

los años ochenta y los noventa del siglo XX y comenzó a disminuir a finales de dicha década. Aunque dichos indicadores no miden directamente la sensación de inseguridad de los trabajadores, puede argumentarse que la información que ofrecen (un incremento de la proporción de interrupciones laborales, un aumento de la tasa de fracasos de los emparejamientos a corto plazo, etc.) puede afectar negativamente las percepciones individuales de inseguridad.

APENDICE

Cuadro A.1.
Estadísticos descriptivos de algunas de las variables incluidas en las estimaciones del modelo de duración. EPA longitudinal 1987-2003 (segundos trimestres)[1]

	Todos		Varones		Mujeres	
	Media	S.E.	Media	S.E.	Media	S.E.
Sexo						
Varón	0,640	0,480	-	-	-	-
Mujer	0,360	0,480	-	-	-	-
Grupos de edad						
16-24	0,372	0,483	0,353	0,478	0,406	0,491
25-34	0,317	0,465	0,309	0,462	0,330	0,470
35-49	0,229	0,420	0,240	0,427	0,210	0,407
50-64	0,082	0,274	0,097	0,296	0,054	0,227
Sector						
Público	0,092	0,289	0,077	0,266	0,119	0,324
Privado	0,908	0,289	0,923	0,266	0,881	0,324
Tipo de contrato						
Fijo	0,098	0,297	0,096	0,295	0,100	0,300
Temporal	0,902	0,297	0,904	0,295	0,900	0,300
Sector de actividad						
Agricultura	0,017	0,128	0,020	0,139	0,012	0,108
Construcción	0,219	0,413	0,245	0,430	0,171	0,377
Energía, agua y extract.	0,150	0,357	0,228	0,420	0,011	0,102
Transf. metales y quím.	0,007	0,085	0,010	0,097	0,003	0,058
Fabricación equipo	0,042	0,200	0,057	0,232	0,014	0,119
Otras ind. manufact.	0,029	0,166	0,036	0,186	0,015	0,123
Servicios tradicionales	0,104	0,305	0,088	0,284	0,131	0,338
Servicios productivos	0,232	0,422	0,194	0,395	0,301	0,459
Servicios sociales	0,070	0,255	0,049	0,216	0,107	0,309
Servicios personales	0,055	0,229	0,026	0,158	0,108	0,310
Servicios públicos	0,043	0,202	0,017	0,128	0,089	0,285
Ocupación[2]						
NMC	0,222	0,416	0,194	0,395	0,274	0,446
NMNC	0,206	0,404	0,128	0,334	0,343	0,475
MC	0,300	0,458	0,384	0,486	0,149	0,356
MNC	0,273	0,445	0,294	0,456	0,234	0,423
1997-2003	0,407	0,491	0,383	0,486	0,450	0,498
Tipo de ruptura						
Fin contrato	0,253	0,435	0,236	0,424	0,284	0,451
Despido	0,013	0,112	0,012	0,108	0,014	0,118
Otros razones involunt.	0,014	0,118	0,013	0,115	0,015	0,122
Baja voluntaria	0,020	0,140	0,015	0,120	0,030	0,170
Hacia otro empleo	0,556	0,497	0,577	0,494	0,519	0,500
Permanecen sin ruptur.	0,144	0,351	0,147	0,355	0,138	0,345
Núm. observaciones	11.332		7.248		4.084	

[1] Otras variables incluidas en la muestra de la estimación y que no se presentan en este cuadro son el estado civil, la relación del individuo en la familia, la jornada laboral y la comunidad autónoma de residencia.

[2] NMC: No manual-cualificada; NMNC: No manual-no cualificada; MC: Manual-cualificada; MNC: Manual-no cualificada.

REFERENCIAS

Arranz, J.M. y C. García-Serrano (2004), "The Influence of Previous Labour Market Experiences on Subsequent Job Tenure", *Hacienda Pública Española / Revista de Economía Pública,* 168(1), 43-64.

Auer, P. y S. Cazes (2000), "The Resilience of the Long-term Employment Relationship: Evidence from the Industrialized Countries", *International Labour Review*, 139 (4), 379-408.

Böheim, R. y M.P. Taylor (2002), "The Search for Success: Do the Unemployed Find Stable Employment?", *Labour Economics*, 9, 717-735.

Boisjoly, J., G. Duncan y T. Smeeding (1998), "The Shifting Incidence of Involuntary Job Losses from 1968 to 1992", *Industrial Relations*, 37, 207-231.

Farber, H. (1997), "The Changing Face of Job Loss in the United States: 1981-1995". *Brooking Papers on Economic Activity: Microeconomics,* 55-128.

García-Fontes, W. y H. Hopenhayn (1996), "Flexibilización y Volatilidad del Empleo", *Moneda y Crédito*, 202, 205-227.

García-Pérez, J.I. (1997), "Las Tasas de Salida del Empleo y el Desempleo en España (1978-1993)", *Investigaciones Económicas*, 21, 29–53.

García-Pérez, J.I. y F. Muñoz-Bullón (2005), "Are Temporary Help Agencies Changing Mobility Patterns in the Spanish Labour Market?", *Spanish Economic Review*, 7 (1), 43-65.

García-Serrano, C. y M.A. Malo (1996), "Desajuste Educativo y Movilidad Laboral en España", *Revista de Economía Aplicada*, 11 (4), 105-131.

García-Serrano, C.; L. Garrido y L. Toharia (1999), "Empleo y Paro en España: Algunas Cuestiones Candentes", 23-50, en F. Miguélez y C. Prieto (eds.), *Las Relaciones de Empleo en España*, Siglo XXI, Madrid.

Gottschalk, P. y R. Moffit (1999), "Changes in Job Instability and Insecurity Using Monthly Survey Data", *Journal of Labor Economics*, 17(4), 90-126.

Green, F., A. Felstead y B. Burchell (2000), "Job Insecurity and the Difficulty of Regaining Employment: An Empirical Study of Unemployment Expectations", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 62 (diciembre), 855-884.

Green, F. (2003), "The Rise and Decline of Job Insecurity", Discussion Paper 0305, University of Kent.

Gregg, P. y J. Wadsworth (1995), "A Short History of Labour Turnover, Job Tenure, and Job Security, 1975-93", *Oxford Review of Economics and Statistics,* 11, 73-90.

Heckman, J. y B. Singer (1985), "Social Science Duration Analysis", en J. Heckman and B. Singer (eds.), *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge: Cambridge University Press.

Jenkins, S.P. (1997), "Discrete Time Proportional Hazards Regression", Stata Technical Bulletin, 39, 22-32.

Jenkins, S.P. y C. García-Serrano (2004), "The Relationship between Unemployment Benefits and Re-employment Probabilities", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66 (2), 239-260.

Jovanovic, B. (1979), "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, 87, 972-990.

Kugler, A., J.F. Jimeno y V. Hernanz (2002), "Employment Consequences of Restrictive Permanent Contracts: Evidence from Spanish Labour Market Reforms", Discussion Paper Nº 3724, CEPR, Londres.

Lancaster, T. (1990), "The Econometric Analysis of Transition Data", Cambridge University Press, Cambridge.

Malo, M.A. y L. Toharia (1999), "Costes de Despido y Creación de Empleo en España", *Economistas*, 80, 308-316.

Meyer, B.D. (1990), "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, 58, 757-782.

Nickell, S.; P. Jones y G. Quintini (2002), "A Picture of Job Insecurity Facing British Men", *The*

Economic Journal, 112 (enero), 1-27.

OECD (1997), "Is Job Insecurity on the Increase in OECD Countries?", *Employment Outlook*.

Polsky, D. (1999), "Changing Consequences of Job Separation in the United States". *Industrial and Labor Relations Review,* 52, 562-576.

Schmidt, S. (1999), "Long-Run Trends in Workers' Beliefs about Their Own Job Security: Evidence from the General Social Survey", *Journal of Labor Economics,*17(4),127-141.

Toharia, L. (dir.) (1998), *El Mercado de Trabajo en España*, McGraw-Hill: Madrid.

Valleta, R.G. (1999), "Declining Job Security", *Journal of Labor Economics,* 17(4), 171-197.

Forma jurídica de los intermediarios bancarios y asunción de riesgos. El caso de las cajas de ahorros españolas*

Ana Isabel Fernández
Ana Rosa Fonseca
Francisco González
Universidad de Oviedo

Abstract

This paper analyzes the influence that differing organizational forms of Spanish banks and savings banks have on each of these organization's risk taking. Using a panel database and after controlling for potential survivorship bias, results indicate that banks take higher risks than savings banks and that public participation in savings banks is positively related to their risk. Unlike the evidence for mutual banks in the US, the differences in risk between stock and savings banks in Spain have not increased over time in the wake of the bank deregulation process.

1. Introducción

El objetivo de este trabajo es aportar evidencia empírica sobre la influencia que la diferente forma jurídica de bancos y cajas de ahorros induce en la asunción de riesgos de ambos tipos de intermedia-

* Agradecemos los comentarios realizados por Luis Orea, Vicente Salas, Margarita Sanmartín y un evaluador anónimo de la revista sobre versiones previas de este trabajo. Fonseca agradece la ayuda financiera proporcionada por la Fundación Banco Herrero. Autor para Correspondencia: Ana Rosa Fonseca. Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Departamento de Administración de Empresas. Avenida del Cristo S/N, 33071, Oviedo. Tfno.: 985103694, Fax: 985103708. e-mail: arfon@uniovi.es

rios financieros. En el análisis comparativo del riesgo de bancos y cajas de ahorros controlamos por el efecto que el progresivo proceso de desregulación del sector bancario haya podido originar en la asunción de riesgos de ambos tipos de entidades, así como también por el efecto de los derechos de voto que depositantes, fundadores, empleados y administraciones públicas tienen en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros.

Desde el trabajo inicial de Jensen y Meckling (1976) es ampliamente aceptado que la forma jurídica es una variable influyente sobre el comportamiento operativo de las empresas puesto que la misma define la renta residual y, por tanto, los incentivos de los propietarios de las mismas. Bajo ausencia de regulación limitadora, la competencia provocaría que las empresas estableciesen en el largo plazo los órganos de gobierno y realizasen la asignación de los derechos de propiedad más eficiente para mantenerse en el mercado. En este caso, la forma jurídica adoptada por las empresas sería una variable endógena y no cabría esperar diferencias en el comportamiento en función de la forma jurídica adoptada (Demsetz, 1983; Demsetz and Lehn, 1985). Sin embargo, cuando existen regulaciones que afectan a la asignación de derechos de control y a los órganos de gobierno adoptados por las empresas, la forma jurídica pasa a ser una variable exógena que puede originar diferencias en la rentabilidad y en la asunción de riesgos entre entidades con diferencias en su forma jurídica.

Uno de los sectores donde la regulación afecta a la asignación de los derechos de control es el sector bancario. En Estados Unidos, con anterioridad a su mayoritaria transformación en sociedades anónimas a partir de la década de los 80, existían *savings and loans* que presentaban obligatoriamente una estructura de mutua en la que los depositantes eran a la vez propietarios de la entidad junto con otras que presentaban la forma típica de sociedad anónima. De la misma forma, en Europa conviven bancos organizados como sociedades anónimas con cajas de ahorros organizadas de forma diferente en cada país en función de las legislaciones nacionales. Así, existen cajas de ahorros configuradas como sociedades anónimas o entidades privadas (Irlanda, Reino Unido, Italia, Suecia, Bélgica, Finlandia, Holanda y Dinamarca), como cooperativas (Francia), como entidades públicas (Portugal, Suiza, Austria, Alemania, Grecia, Luxemburgo) o como fundaciones privadas (España y Noruega). Al igual que en el caso americano, las cajas de

ahorros europeas han sufrido una importante revisión de su configuración jurídica en los últimos años, encontrándose las transformaciones más importantes en países como Reino Unido, Italia, Dinamarca y Holanda, que han abandonado sus configuraciones tradicionales para estructurarse como sociedades anónimas.

En el caso español, la singularidad en la forma jurídica de las cajas de ahorros españolas llevó al FMI en su informe de 1999 y a la OCDE en su informe elaborado sobre España en el año 2000 a destacar, entre sus recomendaciones, la de estudiar el cambio de la forma jurídica de las cajas de ahorros españolas, buscando su acercamiento a una estructura de sociedad anónima. En el debate sobre la forma jurídica de las cajas de ahorro se encuentran posiciones enfrentadas que van desde la necesidad de una conversión en sociedades anónimas hasta el mantenimiento de su configuración actual, pasando por posiciones intermedias que defienden el mantenimiento de su carácter fundacional revisando el porcentaje de cada grupo de interés en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros, haciendo especial referencia a las participaciones de los poderes públicos. En este último sentido, la entrada en vigor de la Ley 44/2002 de 22 de noviembre de Medidas de Reforma del Sistema Financiero que limita los derechos de control de las administraciones públicas a un máximo del 50% modificará la composición de los órganos de decisión de las cajas de ahorros en, al menos, doce comunidades autónomas.[1]

En este contexto, la principal motivación del presente trabajo es conocer las implicaciones que sobre el nivel de riesgo tiene la definición de los derechos de control o la forma jurídica de los intermediarios financieros y orientar, de esta forma, el actual debate que existe sobre los órganos de gobierno de las cajas de ahorros y sobre la posible conveniencia de modificar la configuración jurídica de estas entidades. En este trabajo se ha optado por analizar la influencia de la distinta configuración jurídica de bancos y cajas de ahorros españoles sobre los incentivos a asumir riesgos básicamente por dos razones. En primer lugar, el control de los riesgos bancarios es una preocupación básica de las autoridades regulatorias y supervisoras para evitar los efectos negativos de contagio que la crisis de una entidad puede originar al resto del sistema financiero (Diamond y

1. Andalucía, Asturias, Canarias, Cantabria, Castilla La Mancha, Cataluña, Comunidad Valenciana, La Rioja, Madrid, Murcia, Navarra y País Vasco.

Dyvbig, 1986; Chari y Jagannathan, 1988) y al tener que paliar los escasos incentivos de los depositantes a supervisar la actuación del banco cuando éstos últimos presentan una elevada dispersión y existe un fondo de garantía de depósitos. En este sentido, el nuevo acuerdo de Basilea II está centrado en el control de los riesgos bancarios. Y en segundo lugar, si bien en España el estudio comparativo de eficiencia en bancos y cajas de ahorros sí ha sido abordado (Doménech, 1992; Pastor, 1995; Maudos, 1996; Lozano, 1997 o Maudos *et al*. 2002), aún está pendiente el análisis de las diferencias respecto a los incentivos en la asunción de riesgos de ambos tipos de entidades puesto que únicamente el trabajo de García y Robles (2003) aborda esta cuestión. Nosotros extendemos la evidencia proporcionada en este último trabajo al utilizar una pluralidad de medidas de riesgo, al analizar si las diferencias en la asunción de riesgos de bancos y cajas de ahorros varían con el grado de regulación del sector y al analizar el efecto que en el riesgo de las cajas de ahorros originan diferentes porcentajes de representación de los depositantes, empleados y administraciones públicas.

El estudio comparado de cajas de ahorros y bancos en España también representa, a nuestro entender, la metodología adecuada para analizar los incentivos a asumir riesgos en el caso de las cajas de ahorros ya que la comparación con el nivel de riesgo de los bancos nos proporciona una referencia o *benchmark* para aislar el efecto de factores institucionales y legales que son específicos a cada país y que son controlados cuando comparamos tipos de instituciones financieras dentro de un mismo país.[2]

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: la sección 2 presenta las hipótesis a contrastar sobre el efecto que la diferente forma jurídica de bancos y cajas de ahorros, que la desregulación financiera y que la participación de depositantes, empleados y administraciones públicas tienen en el riesgo de ambos tipos de entidades. Los resultados obtenidos en los contrastes realizados para el mercado español se presentan en la sección 3. Finalmente, en la sección 4 se presentan las principales conclusiones.

2. La relevancia de la regulación y de la supervisión bancaria así como de la calidad del sistema legal e institucional del país sobre la eficiencia y estabilidad del sistema financiero ha sido puesta de manifiesto por Barth *et al.* (2004) en una muestra de 101 países.

2. Efectos sobre el riesgo de la forma jurídica y de la desregulación en el sector bancario.

2.1. Forma jurídica y asunción de riesgos

La existencia de incentivos para asumir riesgos por los accionistas de una empresa endeudada ha sido justificada por la teoría de opciones desde los años 70. Y es que el valor de la opción de compra que poseen los propietarios de una empresa puede incrementarse aumentando la volatilidad de los activos de la empresa, *ceteris paribus* el valor de los mismos, al transferirse riqueza desde los acreedores a los accionistas, creando un conflicto de intereses sobre el nivel de riesgo entre los poseedores de las acciones y los poseedores de los títulos de deuda. Este conflicto está acentuado en el sector bancario por dos motivos (Merton, 1977). En primer lugar, el incremento en el valor de las acciones que se deriva de incrementos del riesgo es creciente con la proporción de deuda utilizada y las instituciones de ahorro reciben la mayor parte de su financiación en forma de depósitos con unos porcentajes de fondos propios generalmente inferiores al 10% del activo.[3] En segundo lugar, la existencia de un seguro de depósitos reduce los incentivos de los depositantes a supervisar y controlar el riesgo del banco, a diferencia de lo que ocurre con los acreedores de las empresas industriales.

El resultado de ambas características es un incentivo de los propietarios de las instituciones de depósito para explotar el sistema de seguro de depósitos asumiendo elevados niveles de riesgo. Sin embargo, dentro de las entidades financieras, el incentivo a asumir riesgos también puede variar con la forma jurídica de la entidad, ya que tales incentivos exigen una clara asignación de los derechos de propiedad sobre el excedente o pérdida residual del negocio. Así, los accionistas bancarios son beneficiarios directos de incrementos en el riesgo de la entidad a costa de expropiar riqueza a los depositantes y/o fondo de garantía de depósitos. Sin embargo, en el caso de las cajas de ahorros, la ausencia de unos propietarios-accionistas no permite señalar unos beneficiarios directos de los incrementos en el riesgo ya que los mayores rendimientos esperados de inversiones arriesgadas tendrían que ser destinados a la obra benéfico social o al incremento de reservas de

3. Durante la década de los 90, los bancos españoles presentaron una tasa de capitalización media del 6,07% y las cajas de ahorros una del 6,11%.

la entidad, pero no serían directamente apropiables por ninguno de los grupos de interés que participan en la toma de las decisiones de inversión. Además, como no es posible vender el valor de una caja de ahorros en el mercado, tampoco el incremento en el valor de la misma es un objetivo tan importante para las cajas de ahorros, y, por tanto, no existen incentivos tan claros a asumir riesgos como en el caso de los bancos.

Adicionalmente, también son aplicables en el sector de las cajas de ahorros dos de los argumentos tradicionalmente utilizados para justificar los menores incentivos de las mutuas a asumir riesgos (Esty, 1997; O'Hara, 1981; Rasmusen, 1988). Por una parte, los fondos perdidos en políticas arriesgadas sólo podrían ser compensados en las cajas de ahorros mediante la generación interna de recursos, mientras que la posibilidad de los bancos de reemplazarlos a través de ampliaciones de capital aumentaría los incentivos ex-ante de los mismos a asumir riesgos respecto a las cajas de ahorros.

Por otra parte, la ausencia de títulos de propiedad negociables y claramente definidos en las cajas de ahorros facilita una mayor discrecionalidad directiva que puede repercutir en menores niveles de riesgo, dada la mayor aversión al riesgo de éstos. Y es que los mecanismos habituales de control directivo en una sociedad anónima, tales como el mercado de control corporativo, retribuciones directivas vinculadas al valor de las acciones de la entidad, el pago de dividendos o la disciplina del mercado de capitales no existen en este tipo de entidades.

Por tanto, teniendo en cuenta los argumentos expuestos enunciamos la primera de las hipótesis que será objeto de contrastación empírica en el mercado español y que denominamos hipótesis de forma jurídica:

- *H.1. Hipótesis de forma jurídica:* La forma jurídica adoptada por los bancos proporciona mayores incentivos a asumir riesgos que la forma jurídica establecida por ley para las cajas de ahorros.

Aunque no directamente equiparable, las evidencias más relacionadas provienen de la comparación de las mutuas y de los bancos sociedades anónimas en Estados Unidos y concluyen que estos últimos tienen mayores incentivos a asumir riesgo que las mutuas (Esty, 1997 ; Cordell *et al.*, 1993; Fraser y Zardkoohi, 1996; Williams, 1998; Karels y McClatchey, 1999). En línea con los mayores incen-

tivos a asumir riesgos de los bancos sociedades anónimas, el análisis de los procesos de conversión de las mutuas americanas en sociedades anónimas producidos en la década de los 80 también ha mostrado un incremento en el riesgo de estas entidades tras la conversión (Hadaway y Hadaway, 1984; Masulis, 1987; Cordell *et al.*, 1993; Esty, 1997; Schrand y Unal, 1998 y Williams, 1998). Sin embargo, esta evidencia no es directamente trasladable al caso de las cajas de ahorros españolas ya que, a diferencia de las mutuas, en sus órganos de gobierno no sólo participan depositantes sino también empleados y administraciones públicas, constituyendo una institución híbrida entre una mutua, una cooperativa y un banco público.

2.2. Desregulación bancaria y asunción de riesgos

Los incentivos a asumir riesgos de las entidades bancarias pueden variar, además de con la forma jurídica, con el grado de regulación de la actividad bancaria. Por una parte, la regulación bancaria limita las actividades que pueden realizar las entidades y en consecuencia las posibilidades de acometer inversiones arriesgadas. Por otra parte, una regulación que reduzca el grado de competencia y origine rentas de monopolio reduce no sólo las posibilidades sino también los incentivos de las entidades a asumir riesgos. Y es que políticas arriesgadas que puedan llevar a la quiebra de la entidad tienen un coste esperado en función de la pérdida de las rentas extraordinarias que el sector bancario origine y que no son posibles de obtener en otros sectores menos regulados (Keeley, 1990). De esta forma, un proceso de desregulación que reduzca los beneficios del sector bancario no sólo aumenta las posibilidades de los bancos de asumir riesgo sino también sus incentivos a asumir mayores riesgos ya que se reduce el coste de políticas arriesgadas mientras que se mantienen los beneficios esperados con la expropiación de riqueza al fondo de garantía de depósitos y/o a los depositantes.

Son numerosos los estudios empíricos consistentes con estos argumentos en el caso de la banca comercial norteamericana. Keeley (1990), Grossman (1992), Cebenoyan *et al.* (1995, 1999) o Saunders *et al.* (1990), entre otros, muestran que el proceso de desregulación del sector bancario se tradujo en un aumento de la competencia, un deterioro de los recursos propios, un aumento del riesgo de insolvencia y en quiebras bancarias. En el caso español, Saurina (1997) y Salas

y Saurina (2003) también concluyen que la desregulación del sistema financiero español ha originado un efecto negativo sobre la solvencia de la banca privada como consecuencia del incremento en el nivel de competencia del sector.

Aunque los argumentos expuestos sugieren un incremento de los incentivos a asumir riesgos en el sector bancario con la desregulación del mismo, cabe esperar que el incremento esperado en el riesgo no sea independiente de la forma jurídica de la entidad. Y es que las argumentaciones anteriores son aplicables a los bancos sociedades anónimas, en los que el carácter negociable de las acciones permitiría a los propietarios beneficiarse de los mayores beneficios que la asunción de riesgos proporciona en entornos desregulados, pero no en el caso de entidades mutuales o en las cajas de ahorros españolas puesto que la ausencia de beneficiarios directos con la asunción de riesgos disminuye la existencia de tales incentivos aunque se reduzca el coste de realizar inversiones arriesgadas en periodos de desregulación.

Esta evolución asimétrica de los incentivos a asumir riesgos en bancos y cajas de ahorros originaría un aumento de las diferencias en el nivel de riesgo entre ambos tipos de entidades a medida que aumenta la desregulación en el sector bancario. En este sentido, el proceso de desregulación al que ha estado sometido el sistema financiero español desde la década de los 70 permite contrastar en el caso español si la desregulación financiera afecta de forma diferente a los incentivos a asumir riesgos de bancos y cajas de ahorros.[4] Concretamente la hipótesis a contrastar se formula de la siguiente forma:

- *H.2. Hipótesis de desregulación:* El proceso de desregulación del sector bancario español incrementa las diferencias entre el riesgo de bancos y cajas de ahorros al aumentar los incentivos de los accionistas bancarios a asumir riesgos.

2.3. Grupos de control en las cajas de ahorros y asunción de riesgos

Para valorar aquellas propuestas de reforma de las cajas de ahorros consistentes en mantener su actual estructura jurídica sin convertirlas

4. Este proceso de desregulación financiera ha sido descrito en numerosos trabajos. Véanse, entre otros, Vives (1994), Cuervo *et al.* (2002) o Saurina (1997).

en sociedades anónimas pero modificando el porcentaje de representación de cada uno de los grupos que coparticipan en su gobierno resulta interesante, además de comparar el riesgo de bancos y cajas de ahorros, conocer si la diferente asignación de derechos de control entre fundadores, depositantes, empleados y administraciones públicas origina diferencias en la asunción de riesgos dentro del propio colectivo de las cajas de ahorros. En este sentido, el diferente porcentaje de participación de cada colectivo en los órganos de gobierno así como las características propias de cada grupo determinarán el grado en el que la aversión al riesgo de cada grupo influye en la política de inversiones de la caja de ahorros y, por tanto, en el nivel de riesgo de la entidad.

La entrada en vigor de la LORCA (Ley 31/1985 de 2 de agosto de Regulación de Normas Básicas sobre Órganos Rectores de las Cajas de Ahorros) supuso el sacrificio de la autonomía estatutaria de las cajas de ahorros en materia de autogobierno y organización interna de las mismas, al asignar obligatoriamente derechos de voto en los órganos de gobierno de estas entidades a las corporaciones municipales, los impositores, las entidades fundadoras y los empleados. Posteriores normativas de las comunidades autónomas modificaron los porcentajes de representación asignados a cada grupo por la LORCA tendiendo a incrementar la presencia de los gobiernos locales y regionales en detrimento, básicamente, de los representantes de los depositantes. Además, la existencia de administraciones públicas entre los fundadores de la entidad permite también incrementar su presencia sobre la atribuida de forma directa por la legislación. Los porcentajes asignados a cada colectivo inicialmente por la LORCA así como los establecidos en las respectivas normativas autonómicas aparecen en el cuadro 1.

En las normativas autonómicas, el grupo con mayor representación es el de las administraciones públicas ya que mientras la representación de los depositantes alcanza un promedio del 33%, la participación de los gobiernos locales y regionales oscila entre un mínimo del 20% y un máximo del 75%. Este último porcentaje es alcanzado cuando los fundadores y algún miembro de otras instituciones también son administraciones públicas. Estos porcentajes suponen un descenso medio de un 11% respecto al porcentaje que establecía la LORCA para los depositantes mientras que el máximo porcentaje que pueden llegar a tener las administraciones públicas pasa de un 51% a un 75%. El porcentaje de los empleados ha per-

Cuadro 1
Composición de los órganos de gobierno de las cajas de ahorros españolas

El cuadro muestra los porcentajes de participación asignados a empleados, depositantes, corporaciones municipales y fundadores en la Asamblea General por la Ley 31/1985 y por las respectivas normativas autonómicas.

		EMPLEADOS	DEPOSITANTES	CORPORACIONES MUNICIPALES	FUNDADORES	OTRAS INSTITUCIONES
LEY 31/1985		5	44	40	11	---
COMUNIDAD AUTÓNOMA	**AÑO PUBLICACIÓN LEY REGIONAL**					
ANDALUCIA	1986	5	44	40	11	---
ARAGÓN	1991	7	41	42	10	---
ASTURIAS	1988	5	20	40	35	---
BALEARES	1989	5	39	34	16	6
CANARIAS	1990	5	26	44	10	15
CANTABRIA	1990	5	22	38	10	25
CATALUÑA	1985	5-10	30-40	15-25	25-35	---
CASTILLA LA MANCHA	1997	7	22	40	10	21
CASTILLA LEÓN	1990	5-10	35-40	25-35	5-10	5-30
EXTREMADURA	1994	5	44	40	11	---
GALICIA	1985	5-15	30-40	15-25	25-35	---
MADRID	1992	8	28	32	20	12
MURCIA	1988	7	30	33	30	---
NAVARRA	1987	5	44	40	11	---
PAÍS VASCO	1991	5	41	32	22	---
LA RIOJA	1988	5	31	31	33	---
VALENCIA	1990	11	28	28	5	28

manecido generalmente estable en el 5% y se ha incrementado solamente en cuatro comunidades autónomas a porcentajes que oscilan entre el 10% y el 15%.

Respecto a los incentivos de los depositantes a asumir riesgos cabría aplicar los argumentos sugeridos por Smith y Warner (1979) para justificar la ausencia de tales incentivos en los acreedores de cualquier empresa. Y es que si las inversiones resultan exitosas el excedente generado iría destinado a la obra benéfico-social o a las reservas de la entidad mientras que si las inversiones arriesgadas resultasen fallidas perderían los fondos depositados que sobrepasen los garantizados por el seguro de depósitos. Sin embargo, la conversión de una garantía de seguro de depósitos que es parcial *de jure* en una garantía que *de facto* puede ser total, disminuiría la aversión al riesgo de los depositantes de las cajas de ahorros y los convertiría en indiferentes ante el nivel de riesgo de la entidad.[5] Junto a esta potencial neutrali-

dad al riesgo de los depositantes que motiva el sistema de seguro de depósitos, la estructura y características del colectivo de depositantes tampoco hacen esperar que sus preferencias sobre el riesgo sean las que más influyan en las decisiones directivas. Y es que los impositores de las cajas de ahorros son un grupo muy numeroso de pequeños agentes, lo cual lleva a los problemas de acción colectiva o *free riding,* haciendo que sus representantes carezcan de incentivos para informarse y participar en el proceso decisorio (Freixas y Rochet, 1999). Además, dado que el sistema de representación es aleatorio e independiente del volumen de depósitos poseídos, no es posible la formación de un mercado en el que los votos puedan ser libremente negociados ya que no está permitida la delegación de voto y tampoco existen mecanismos de control de los depositantes elegidos por parte del colectivo al que representan. Por tanto, la neutralidad al riesgo de los depositantes junto con la característica de grupo disperso y desinformado hace pronosticar que sus preferencias sobre el riesgo no sean las que más influyan en las decisiones directivas de las cajas de ahorros.

A diferencia de los depositantes, los empleados tienen una clara preferencia por inversiones poco arriesgadas que no pongan en peligro la estabilidad de su puesto de trabajo y nivel salarial (Jensen y Meckling, 1979). El interés por el mantenimiento de su puesto de trabajo se traducirá en un comportamiento de aversión al riesgo, de forma análoga a lo que ocurre con los directivos de cualquier empresa cuando su riqueza es el capital humano no diversificable (Kane, 1985 y Benston *et al*. 1986). En este sentido, tanto empleados como directivos se identificarán con el objetivo de estabilidad en el puesto de trabajo ya que carecen de incentivos de compensación vía acciones u opciones sobre acciones como en el caso de las sociedades anónimas para alinear los intereses de los directivos aversos al riesgo con los de los accionistas. Además, la articulación de la representación de los trabajadores a través de la base estable que proporcionan los sindicatos permite alcanzar cierto grado de especialización en su tarea de control sobre la entidad y reducir, a diferencia de lo que ocurre en el caso de los depositantes, los problemas

5. Atendiendo a la historia de las crisis bancarias españolas puede afirmarse que la garantía parcial del fondo de garantía de depósitos se convierte implícitamente en una garantía total y es que el sistema bancario ha garantizado el 100% de los depósitos del banco insolvente. Dicho comportamiento de la autoridad supervisora responde a la creencia de que cuando el banco es demasiado grande ("too big to fail") las pérdidas de bienestar originadas en caso de ausencia de garantía total son mayores, y que en el caso de Estados Unidos se ha plasmado en el reconocimiento expreso de una garantía total para los mayores bancos (O'Hara y Shaw, 1990).

de agencia que pudieran existir entre trabajadores y sus representantes. Por estos motivos cabe pronosticar que una mayor participación de los trabajadores en los órganos de gobierno de la caja de ahorros llevaría a menores niveles de riesgo de la misma. Esta relación constituye la hipótesis 3 del trabajo.

- *H.3. Hipótesis de control de los empleados*: Una mayor participación de los empleados en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros está negativamente relacionada con el riesgo de la entidad.

Por último, en la influencia del control público sobre el nivel de riesgo de las cajas de ahorros existen argumentos que sugieren tanto una relación negativa como una relación positiva. Por una parte, el interés del político en conservar la utilización de las cajas de ahorros como un instrumento para alcanzar objetivos políticos, puestos de manifiesto por La Porta *et al.* (2002) y Sapienza (2004), puede llevarle a limitar el riesgo con la finalidad de garantizar la continuidad de la entidad y evitar una crisis en la caja. Es decir, el político podría tener incentivos a limitar el riesgo de las cajas de ahorros hasta un nivel que garantice su solvencia y no perder un instrumento que puede ser difícil de sustituir. En este caso, la amenaza de la pérdida de un instrumento político jugaría en las cajas de ahorros el mismo papel desincentivador del riesgo que la pérdida de la ficha bancaria, señalado inicialmente por Keeley (1990), para el caso de bancos sociedades anónimas en entornos regulados. A esta hipótesis la denominamos *hipótesis de mantenimiento del control*. Por otra parte, La Porta *et al.* (2002) y Sapienza (2004) han mostrado que la politización de la toma de decisiones puede buscar la realización de proyectos políticamente deseables pero no rentables e incrementar así el riesgo de la entidad. La existencia de un horizonte temporal limitado a los cuatro años de duración de cada legislatura también dificulta la realización de inversiones rentables con plazos de recuperación largos. Además, el hecho de que las administraciones públicas sean importantes clientes de las cajas de ahorros puede facilitar la asunción ex-ante de riesgos ya que les permite sustituir con "subsidios" las pérdidas originadas por inversiones arriesgadas que resulten fallidas (Barth *et al.*, 2004). Consistente con una utilización de los bancos públicos para fines políticos Verbrugge *et al.* (1999) han mostrado un incremento de la rentabilidad en los bancos públicos después de su privatización en una muestra de 25 paí-

ses y la influencia política en la asignación del crédito ha sido señalada como una de las principales causas de las crisis bancarias en Latinoamérica y el sudeste asiático (Kaufman, 1999). En el caso español, Melle y Maroto (1999) mostraron la existencia de una relación negativa entre la participación pública y la rentabilidad económica de las cajas de ahorros. A esta hipótesis que sugiere mayores riesgos asociados a la participación pública la denominamos *hipótesis de riesgos subsidiados.*

Por tanto, la hipótesis sobre el efecto de la participación pública en el nivel de riesgo de las cajas de ahorros se enuncia de la siguiente forma:

- *H.4. Hipótesis de control político en las cajas de ahorros:* La influencia de la participación pública en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros dependerá del predominio de una de las dos hipótesis siguientes:
  - *H.4a. Hipótesis de mantenimiento del control:* El interés por mantener las posibilidades de utilización de las cajas de ahorros como instrumento para fines políticos lleva a una relación negativa entre la participación pública en los órganos de gobierno y el nivel de riesgo de las cajas de ahorros.
  - *H.4b. Hipótesis de riesgos subsidiados:* La posibilidad que tienen las administraciones públicas de compensar las pérdidas de inversiones arriesgadas con transferencias de fondos disminuye el coste ex-ante de asumir riesgos y origina una relación positiva entre la participación pública y el nivel de riesgo de las cajas de ahorros.

3. Análisis empírico

Las hipótesis planteadas sobre las diferencias en el nivel de riesgo de bancos y cajas de ahorros españolas se contrastan en una muestra de ambos tipos de entidades durante el periodo 1985-2001. El estudio se realiza a partir de la información disponible sobre estructura económica, financiera y de resultados obtenida del Anuario Estadístico de la Banca Privada y del Anuario Estadístico de las Cajas de Ahorros Confederadas. Además, fue necesario recabar directamente de las cajas de ahorros información sobre la composición de sus órganos de

gobierno y solicitar tanto a bancos como a cajas sus informes anuales para obtener información sobre los créditos dudosos en aquellos casos en los que las memorias no estaban disponibles en la base de auditorias de entidades emisoras de la CNMV. Puesto que la base de la CNMV permite disponer de memorias de las entidades únicamente a partir de los ejercicios 1989-1990 y que los informes anuales proporcionados por las entidades no son en ningún caso anteriores a 1989, el análisis realizado a partir de los créditos dudosos se refiere al periodo 1989-2001.

3.1. Medidas de riesgo

Para dotar de robustez a los resultados y puesto que no existe ninguna medida exenta de limitaciones hemos utilizado varias medidas del riesgo de crédito y del riesgo total de las entidades:

a) Siguiendo a Saurina (1997), Salas y Saurina (2003) y a Delgado *et al*. (2003) medimos el riesgo de crédito a través del porcentaje de créditos dudosos sobre los créditos totales del banco (CDUD). Esta variable permite disponer de un panel de datos y captar cómo varían en el tiempo las diferencias en el riesgo entre bancos y cajas de ahorros. Esta es una medida del riesgo de crédito y no incluye otros riesgos bancarios como el de mercado, operacional, tipo de interés, tipo de cambio, reputacional o liquidez, entre otros. En cualquier caso, el riesgo de crédito es el principal riesgo de la actividad bancaria como prueba el que la mayor parte de las quiebras bancarias sigan siendo el resultado de una política crediticia demasiado arriesgada (Caprio y Klingebiel, 1996; Davis, 2000).

b) Siguiendo a Delgado *et al*. (2003) también utilizamos como proxy del nivel de riesgo de crédito el porcentaje que la dotación anual de la provisión para insolvencias representa respecto a los créditos totales (PROV). Esta provisión anual incluye tanto la genérica como la específica y, a partir del 2000, también la estadística. Aunque el principal inconveniente de las provisiones anuales como medida del riesgo bancario es su sujeción a la discrecionalidad directiva con la finalidad de alisar beneficios, en España existe un marco normativo muy detallado que limita la

discrecionalidad de los gestores bancarios en cuanto a clasificación de activos y dotación de provisión para insolvencias.[6]

c) Siguiendo a Esty (1997), Williams (1998) y Cebenoyan *et al.* (1995,1999) utilizamos la desviación estándar de la rentabilidad anual de los activos a lo largo del periodo 1985-2001 como medida del riesgo total de cada entidad.[7] Para calcular la desviación de rentabilidad de activos se han utilizado dos medidas de resultados diferentes: recursos generados antes de gastos operativos (administrativos y de personal) e impuestos y recursos generados antes de impuestos. Hablamos de recursos generados en lugar de beneficios ya que en ninguna de las dos medidas de resultados restamos las amortizaciones ni la dotación para provisión de insolvencias del periodo con el fin de aislar la posible manipulación contable de estas partidas por los directivos a la hora de estimar los beneficios y debido a que la provisión anual para insolvencias es objeto del análisis individualizado antes comentado al constituir una medida del riesgo de crédito. En cualquier caso, las estimaciones se han replicado restando las amortizaciones y las provisiones o definiendo medidas adicionales de rentabilidad basadas en el margen de intermediación o en el beneficio antes de impuestos. Puesto que los resultados no variaban respecto a los mostrados en el trabajo se ha optado por no presentarlos.

Además, puesto que una determinada variabilidad de resultados implica mayor riesgo cuanto más baja sea la rentabilidad sobre la que dicha variación tiene lugar, la desviación estándar de la rentabilidad se divide por el valor medio de la respectiva medida de resultados en el periodo considerado. Esta medida relativa de riesgo a través del coeficiente de variación permite captar de forma

6. Fernández de Lis *et al.* (2000) ofrecen una descripción de la normativa reguladora de la provisión de insolvencias en España. La existencia de diferencias entre países respecto al grado de discrecionalidad que cada normativa nacional permite a los gestores bancarios a la hora de fijar la dotación de la provisión para insolvencias es puesta de manifiesto en Beattie *et al.* (1995). En cualquier caso, Saurina (1999) muestra que las cajas de ahorros españolas han utilizado la provisión de insolvencias para alisar beneficios a lo largo del periodo 1985-1995. En el caso norteamericano existe amplia evidencia de la utilización de las provisiones para alisar los beneficios bancarios (Beatty *et al.*, 2002).

7. La bondad de este tipo de medidas es justificada por aquellos estudios que muestran altas correlaciones entre la varianza de los resultados contables y la beta de la entidad como es el caso de Beaver *et al.* (1970) para Estados Unidos o Arcas (1991) para el caso del sector bancario español.

más adecuada el riesgo de la entidad puesto que será mayor cuanto mayor sea la variabilidad de la rentabilidad y cuanto menor sea el valor medio de la rentabilidad sobre el que se produce dicha variación.

Por tanto, las variables utilizadas para medir el riesgo total de bancos y cajas han sido:

$$RI1 = \frac{\text{Desviación estándar (recursos generados antes de gastos operativos e impuestos/ Activo total)}}{\text{Valor medio (recursos generados antes de gastos operativos e impuestos / Activo total)}}$$

$$RI2 = \frac{\text{Desviación estándar (recursos generados antes de impuestos / Activo total)}}{\text{Valor medio (recursos generados antes de impuestos / Activo total)}} \qquad (1)$$

Estas dos medidas permiten medir el riesgo global de las entidades e incorporar junto al riesgo de crédito el resto de riesgos bancarios recientemente incluidos en el control de riesgos de las entidades bancarias bajo el nuevo Acuerdo de Basilea II. Por el contrario, al disponer de datos anuales, presentan el inconveniente de que sólo podemos utilizar un valor medio para el periodo de estudio y nos impiden disponer de un panel de datos.

3.2. Muestra y variables de control

En el análisis se ha considerado inicialmente toda la población de bancos nacionales y cajas de ahorros existentes en el sistema financiero español en 1985. De dicha población se excluyeron 61 bancos, de ellos 55 por resultar imposible conocer los créditos dudosos en al menos uno de los años considerados, 3 por presentar un valor medio de la rentabilidad económica negativo a lo largo del periodo analizado y 3 por encontrarse en proceso de liquidación al inicio del periodo de análisis. También por falta de información sobre la cartera de préstamos dudosos se excluyeron 3 cajas de ahorros. Estas depuraciones redujeron la población de 174 entidades a 110 en la muestra finalmente analizada. De los 110 intermediarios financieros considerados, 36 son bancos nacionales y 74 son cajas de ahorros existentes en España en 1985. De estas entidades, sólo 50 (21 bancos y 29 cajas de ahorros) están presentes durante todo el periodo comprendido entre 1985 y 2001. La desaparición de las entidades ha estado causada principalmente por un fuerte proceso de fusiones y adquisiciones

en el sector.[8] Estas 50 entidades han sido las utilizadas cuando medimos el riesgo a través del coeficiente de variación de los resultados a lo largo del periodo global. Por el contrario, cuando medimos el riesgo con variables anuales (CDUD y PROV) incorporamos todas las entidades existentes en cada uno de los años y tratamos las entidades que resultan de una fusión como entidades nuevas e independientes de las que originan la fusión. En este análisis de datos de panel, las 110 entidades en 1985 se han ido reduciendo en los años sucesivos ya que las bajas por fusiones o absorciones han sido mayores que las incorporaciones de las nuevas entidades resultantes.[9]

Como variables de control en el análisis de las diferencias en el riesgo entre bancos y cajas precisamos definir variables que pudiendo influir en el riesgo de las entidades no sean consecuencia de la forma jurídica. Siguiendo estudios previos utilizamos el tamaño, la edad, el PIB conjunto de las provincias en las que la entidad tiene oficinas y la cuota de la entidad en el mercado de depósitos.

El tamaño de la entidad se mide a través del logaritmo natural de los activos bancarios (LNAT) y pretende controlar las mayores posibilidades de diversificación que tienen las entidades de mayor tamaño con lo que el coeficiente esperado en la ecuación explicativa del riesgo sería negativo (Saunders *et al.*, 1990; Esty, 1997; Williams, 1998). La edad se mide a través del logaritmo natural de los años transcurridos desde la fundación de la entidad (LNEDAD). Esta variable ha sido utilizada por Esty (1997) y la relación esperada con el riesgo es negativa ya que los directivos de las entidades con mayor edad pueden preferir la supervivencia a la maximización de beneficios y realizar una asunción subóptima de riesgos. Además, si las entidades con una presencia más larga en el mercado son las que tienen un mayor valor en su ficha bancaria serán las que menos incentivos tengan a asumir riesgos (Keeley, 1990). Para tener en cuenta el ciclo económico y las posibles diferencias del mismo entre las pro-

8. En el caso de los bancos han desaparecido 15 entidades, motivada esta desaparición por la absorción de 6 bancos por otras entidades, la fusión de 8 bancos en dos nuevas entidades y la baja del Banco de Crédito y Comercio. Y en el caso de las cajas de ahorros cinco de las 45 desapariciones responden a absorciones por parte de otras cajas de ahorros y el resto a procesos de fusiones entre entidades.

9. Las entidades consideradas en el análisis de panel representan en media el 65,77% del total de depósitos del grupo de bancos y el 94,83% del total de depósitos del grupo de las cajas de ahorros. En el análisis realizado con el coeficiente de variación de los recursos generados sólo con las entidades que sobreviven durante el periodo 1985-2001, los 21 bancos representan el 26,52% del volumen total de depósitos del grupo de bancos a lo largo del periodo 1985-2001, mientras que las 29 cajas de ahorros suponen el 32,75% de su grupo.

vincias en las que operan las entidades introducimos el logaritmo natural del PIB de aquellas provincias en las que la entidad tiene oficinas. Puesto que las entidades tienen una diferente presencia en cada provincia, el PIB provincial es ponderado por el porcentaje de oficinas que cada entidad tiene respecto al total de oficinas de la provincia (LNPIB).[10] Variables del nivel de desarrollo económico regional han sido utilizadas para explicar diferencias entre países en la probabilidad de crisis bancarias (Demirgüc-Kunt y Detragiache, 2002), en el nivel de desarrollo bancario (Ergungor, 2004) o en las características de los contratos de préstamo (Qian y Strahan, 2003). Por último, incluimos como variable de control la cuota de cada entidad en el mercado de depósitos. La cuota de depósitos se calcula como el porcentaje de depósitos de la entidad respecto al total de depósitos de las provincias en las que la entidad tiene oficinas. Un análisis detallado de la influencia de la concentración bancaria sobre el riesgo de las entidades ha sido realizado por Beck *et al.* (2003), quienes sugieren argumentos tanto para una influencia negativa como para una positiva. Por una parte, una mayor concentración puede aumentar el valor de la ficha bancaria y disminuir los incentivos de los bancos a asumir riesgos (Hellman *et al.* 2000). Por otra parte, una mayor concentración que origine un mayor poder de mercado y le permita cargar tipos de interés más elevados también induciría una mayor asunción de riesgos por los prestatarios y un mayor riesgo para el banco (Boyd and D' Nicolo, 2003).

Los estadísticos descriptivos de las variables empleadas en las regresiones así como las diferencias de medias entre bancos y cajas de ahorros aparecen recogidos en el panel A del cuadro 2. Las correlaciones entre las variables aparecen en el panel B.[11]

---

10. Hemos comprobado que los resultados no variaban cuando el PIB provincial no se ponderaba por el número de oficinas de cada entidad, cuando se dividía por el número de habitantes para calcular un PIB per capita o cuando todas la variables anteriores se definían en términos de crecimiento respecto al año anterior.

11. Para estimar las correlaciones entre las medidas de riesgo RI1 y RI2 referidas a periodos de varios años y las variables que se pueden definir anualmente (CDUD, PROV, TA, LNEDAD, LNPIB) calculamos para cada entidad el valor medio de éstas últimas variables a lo largo del mismo periodo de tiempo al que están referidas RI1 y RI2. Todas las entidades son incluidas. Así, para aquellas que no sobreviven durante todo el periodo de análisis se calcula el valor medio de cada variable durante el tiempo que permanece en la muestra. Los resultados no varían significativamente cuando las correlaciones se calculan utilizando solamente las 50 entidades que sobreviven durante todo el periodo de análisis. Las correlaciones entre las cinco variables que se pueden definir anualmente se calculan utilizando los valores en cada año. El procedimiento utilizado pretende maximizar el número de observaciones y utilizar siempre el mismo periodo temporal de referencia entre cada par de observaciones.

Cuadro 2
Estadísticos descriptivos

El panel A muestra los estadísticos descriptivos para bancos y cajas de ahorros a lo largo de todo el periodo de análisis de las medias de riesgo (CDUD, PROV, RI1 y RI2) y de las variables independientes: el logaritmo natural de los activos (LNAT), el logaritmo natural de la edad (LNEDAD), el logaritmo natural del PIB de las provincias en las que la entidad tiene oficinas (LNPIB) y la cuota media de depósitos en el conjunto de provincias en las que la entidad tiene oficinas (CUOTA). Las diferencias de medias de dichas variables entre bancos y cajas y su nivel de significatividad de acuerdo con la prueba t de Student también son recogidas en la el panel A. El panel B presenta las correlaciones entre las variables.

PANEL A: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS											
	BANCOS (1)					CAJAS DE AHORROS (2)					
VARIABLES	**Media**	**Mediana**	**Desviación**	**Nº Obs.**	**N**	**Media**	**Mediana**	**Desviación**	**Nº Obs.**	**N**	**Diferencia Medias (1)-(2)**
CDUD	0,058	0,022	0,215	309	33	0,041	0,035	0,030	546	58	0,017
											(1,41)
PROV	0,009	0,006	0,012	500	40	0,007	0,006	0,006	934	90	0,006***
											(4,14)
RI1	0,288	0,179	0,235	21	21	0,184	0,156	0,127	29	29	0,103*
											(1,83)
RI2	0,486	0,343	0,348	21	21	0,297	0,224	0,303	29	29	0,189**
											(2,00)
LNAT	13,041	12,803	1,418	500	40	13,005	12,975	1,228	934	90	0,342**
											(3,96)
LNEDAD	4,555	4,625	0,446	500	40	4,539	4,565	0,518	934	90	-0,066**
											(-2,44)
LNPIB	12,501	12,587	1,473	500	40	12,133	12,403	2,376	934	90	0,098
											(0,88)
CUOTA	0,034	0,017	0,057	500	40	0,149	0,093	0,176	934	90	-0,122***
											(-17,51)

PANEL B: CORRELACIONES							
VARIABLES	**CDUD**	**PROV**	**RI1**	**RI2**	**LNAT**	**LNEDAD**	**LNPIB**
CDUD	---	---	---	---	---	---	---
PROV	0,209***	---	---	---	---	---	---
RI1	0,168***	0,132***	---	---	---	---	---
RI2	0,114***	0,071**	0,903***	---	---	---	---
LNAT	-0,194***	-0,105***	-0,150***	-0,177***	---	---	---
LNEDAD	0,094***	-0,012	-0,213***	-0,185***	0,278***	---	---
LNPIB	-0,017	-0,129**	-0,232***	-0,189***	0,603***	0,109***	---
CUOTA	-0,039	-0,032	-0,164***	-0,181***	0,052*	-0,036	0,088***

*, **, *** Significativamente diferente de cero a un nivel, respectivamente del 10%, 5% y del 1%.

El análisis de diferencia de medias muestra que los bancos han tenido una mayor variabilidad de los recursos generados que las cajas a lo largo del periodo 1985-2001 y que han dotado en media más provisiones. Aunque los bancos también han tenido un mayor porcentaje de créditos dudosos que las cajas, esta diferencia no es estadísticamente significativa. La comparación de las variables de control indica que los bancos analizados tienen un mayor tamaño que las cajas, una menor edad y una menor cuota en el mercado de depósitos.

Como era de esperar el análisis de correlaciones del panel B muestra una correlación positiva entre las cuatro medidas de riesgo (RI1, RI2, CDUD y PROV). Todas las variables indicativas del riesgo están negativamente correlacionadas con las variables de control a excepción de la correlación positiva entre la edad y el porcentaje de créditos dudosos. Respecto a las correlaciones entre las variables de control destaca la correlación positiva entre el tamaño de las entidades y el PIB conjunto de las provincias en las que la entidad tiene oficinas, por lo que se realizarán estimaciones separadas controlando exclusivamente por el tamaño.

3.3. Contraste de la hipótesis de forma jurídica

Las metodologías empleadas en el contraste de las hipótesis varían con la medida de riesgo utilizada. Cuando el riesgo de crédito se mide anualmente con el porcentaje de créditos dudosos o la dotación anual para insolvencias utilizamos técnicas de datos de panel mientras que cuando el riesgo total se mide a través del coeficiente de variación de los recursos generados para el periodo completo de análisis aplicamos el procedimiento de regresión en dos etapas de Heckman (1979).

La disposición de un panel de datos en las estimaciones de CDUD y PROV permite captar la influencia de efectos individuales de las entidades constantes en el tiempo diferentes a los recogidos en las variables explicativas introducidas y permite proporcionar estimadores insesgados para estas últimas. Además, introducimos variables dummy temporales para cada uno de los años analizados con la finalidad de captar la influencia de aspectos macroeconómicos que variando en el tiempo afectan por igual a todas las entidades. Los efectos individuales se asumen aleatorios ya que no es posible consi-

derarlos fijos debido a que la dummy del tipo de entidad (D_{tipo}) no varía en el tiempo. El modelo básico estimado es el siguiente:

$$RIESGO_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{tipo\,it} + \gamma_2 X_{it} + \sum_{t=1985}^{2001} \gamma_t T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad (2)$$

Donde, $RIESGO_{it}$ hace referencia a CDUD y PROV. $D_{tipo\,it}$ es la variable dummy que indica el tipo de entidad y que toma el valor 1 para los bancos y cero para las cajas de ahorros. X_{it} es el conjunto de variables de control que pueden afectar al riesgo de las entidades (LNTA, LNEDAD, LNPIB, CUOTA).T_t es un conjunto de variables dummy temporales para cada uno de los años entre 1989 y 2001 para CDUD y entre 1985 y 2001 para PROV. μ_i son los efectos específicos de cada entidad y ε_{it} es un término de perturbación aleatoria.

Cuando medimos el riesgo a través del coeficiente de variación de los recursos generados (RI1 y RI2) utilizando los valores medios del periodo 1985-2001 aplicamos el procedimiento en dos etapas de Heckman para corregir el sesgo de supervivencia que existe si, como es nuestro caso, desaparecen entidades a lo largo del periodo de estudio. Este procedimiento ha sido utilizado en el sector bancario por Esty (1997) y Williams (1998). En la primera etapa del procedimiento de Heckman se consideran todas las entidades existentes al inicio del periodo de estudio para realizar un probit que permita conocer la probabilidad de que una entidad sobreviva a lo largo de todo el periodo. En la segunda etapa, con objeto de explicar las diferencias en la asunción de riesgos de bancos y cajas de ahorros, se realiza una regresión por mínimos cuadrados ordinarios considerando solamente las 50 entidades que sobreviven durante todo el periodo 1985-2001. La primera etapa sirve para generar una variable independiente adicional en la segunda etapa, llamada inversa de la ratio de Mills, que al ser introducida en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios permite obtener estimadores consistentes y eficientes para las demás variables independientes de la regresión, al tiempo que el coeficiente de dicha variable proporciona una medida cuantitativa de la incidencia del sesgo de supervivencia. Concretamente, el modelo planteado es el siguiente:

1ª Etapa (para estimar la probabilidad de supervivencia de las entidades en el periodo 1985-2001):

$$SUPERVIVENCIA_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_{tipo\,i} + \alpha_2 X_i + \varepsilon_i \qquad (3)$$

2ª Etapa (para estimar las diferencias en la asunción de riesgos de bancos y cajas de ahorros)

$$RIESGO_i = \beta_0 + \beta_1 D_{tipo\,i} + \beta_2 X_i + \beta_3 \lambda_i + \varepsilon_i \qquad (4)$$

Donde $SUPERVIVENCIA_i$ es una variable dummy que adopta el valor 1 si la entidad sobrevive y el valor cero en caso de que la entidad desaparezca a lo largo del periodo de estudio. $D_{tipo\ i}$ es la variable dummy que indica el tipo de entidad y que toma el valor 1 para los bancos y cero para las cajas de ahorros. X_i es el conjunto de variables de control que pueden afectar al riesgo de las entidades (LNTA, LNEDAD, LNPIB, CUOTA). RIESGO es cada una de las dos medidas de variabilidad de recursos generados antes definidas y λ es la inversa de la ratio de Mills obtenida de la primera etapa. El probit de la primera etapa se estima con los valores de 1985 mientras que la regresión por OLS de la segunda etapa se estima con los valores medios del periodo 1985-2001.[12]

El cuadro 3 muestra los resultados obtenidos con datos de panel para CDUD y PROV (Panel A) y con el procedimiento en dos etapas de Heckman para RI1 y RI2 (Panel B). Todas las estimaciones proporcionan resultados prácticamente idénticos y coinciden en un mayor nivel de riesgo en los bancos respecto a las cajas de ahorros al presentar la variable de forma jurídica (D_{tipo}) un coeficiente positivo, estadísticamente significativo, para todas las medidas de riesgo. Además el multiplicador de Lagrange (LM test) sugiere en las estimaciones con datos de panel que los efectos individuales no son irrelevantes. El mayor riesgo de los bancos frente a las cajas coincide con los resultados obtenidos por García y Robles (2003) para el periodo 1993-2000 utilizando la probabilidad percibida de insolvencia a través de la desigualdad de Chebyshev como medida del riesgo bancario.

La variable que mide el tamaño de las entidades presenta coeficientes negativos en siete de las ocho estimaciones, aunque sólo son

12. Las dos especificaciones utilizadas para contrastar la hipótesis de forma jurídica suponen considerar el nivel de riesgo de la entidad como variable endógena mientras que se considera la forma jurídica de la misma como variable exógena. Este planteamiento difiere del presentado por Demsetz y Lehn (1985) y coincide con el adoptado, entre otros, por Mayers y Smith (1986,1988), Saunders *et al.* (1990), Lamm-Tennant y Starks (1993), Cordell *et al.* (1993), Esty (1997) y Cebenoyan *et al.* (1995,1999) al asumir que el nivel de riesgo es función de la forma jurídica y no al revés. El hecho que la forma jurídica de las cajas de ahorros esté regulada por ley y que su modificación no forme parte del ámbito de decisiones de la dirección de la entidad sino que exige un cambio de legislación aconseja este planteamiento.

Cuadro 3
Riesgo y forma jurídica

El Panel A muestra los resultados con datos de panel considerando aleatorios los efectos individuales. CDUD es el porcentaje anual de créditos dudosos respecto al total de créditos de la entidad. PROV es el porcentaje que representa la dotación anual de la provisión para insolvencias respecto al total de créditos de la entidad. Las estimaciones se realizan con datos anuales a lo largo del periodo 1989-2001 para CDUD y del periodo 1985-2001 para PROV. D_{tipo} es una variable dummy de forma jurídica que adopta el valor 1 para bancos y el valor cero para cajas de ahorros. LNAT es el logaritmo natural de los activos. LNEDAD es el logaritmo natural de la edad de la entidad. LNPIB es el logaritmo natural del PIB de las provincias en las que la entidad tiene oficinas. CUOTA es la cuota media de depósitos en el conjunto de provincias en las que la entidad tiene oficinas. El Panel B muestra los resultados del procedimiento en dos etapas de Heckman. RI1 es el coeficiente de variación de los recursos generados antes de gastos operativos e impuestos y RI2 es el coeficiente de variación de los recursos generados antes de impuestos. λ es la inversa de la ratio de Mills obtenida a partir del probit realizado en la primera etapa. El probit se estima con valores de 1985 mientras que la segunda etapa de Heckman se estima con los valores medios del periodo 1985-2001. Los valores del estadístico t aparecen entre paréntesis.

	PANEL A: DATOS DE PANEL				PANEL B: MODELO DE HECKMAN				
	CDUD		PROV			RI1		RI2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	PROBIT	(5)	(6)	(7)	(8)
CONSTANTE	0,288***	0,341***	0,026***	0,026***	-4,275**	1,234***	1,442***	1,447**	1,643**
	(5,62)	(5,42)	(5,08)	(4,05)	(-2,62)	(2,66)	(2,73)	(2,16)	(2,12)
Dtipo	0,019*	0,022*	0,007***	0,007***	-0,307	0,162**	0,149*	0,250**	0,202
	(1,78)	(1,94)	(5,69)	(5,49)	(-0,91)	(2,19)	(1,66)	(2,39)	(1,52)
LNAT	-0,017***	-0,014***	-0,0003	0,0003	1,256***	-0,722**	-0,068	-0,079	-0,058
	(-4,59)	(-3,20)	(-0,87)	(0,57)	(5,42)	(-2,10)	(-1,21)	(-1,61)	(-0,01)
LNEDAD	---	-0,011	---	0,0005	0.035	---	-0,065	---	-0,108
		(-1,08)		(0,48)	(0,11)		(-0,92)		(-0,64)
LNPIB	---	-0,003	---	-0,0009***	-0,979***	---	0,004	---	-0,004
		(-1,26)		(-2,72)	(-5,08)		(1,33)		(-0,07)
CUOTA	---	0,035	---	0,002	-0.183	---	-0,107	---	-0,332
		(0,97)		(0,75)	(-0,27)		(-0,28)		(-0,57)
λ	---	---	---	---	---	-0,300***	-0,293**	-0,311*	-0,281)
						(-2,66)	(-2,31)	(-1,81)	(-1,42)
$\sum T_t$	Sí	Sí	Sí	Sí	---	---	---	---	---
Log función probabilidad	---	---	---	---	-76,78	---	---	---	---
F	---	---	---	---	---	6,46***	3,46***	2,88**	1,54
R^2 ajustado	---	---	---	---	---	25,06%	23,17%	10,30%	6,22%
R^2 global	7,18%	7,71%	10,17%	10,69%	---	---	---	---	---
Wald χ^2	63,79***	67,30***	160,13***	168,93***	---	---	---	---	---
LM χ^2	34,71***	26,71***	7,65***	4,76**	---	---	---	---	---
Nº observaciones	855	855	1434	1434	110	50	50	50	50
Nº entidades	91	91	130	130	110	50	50	50	50

*, **, *** Significativamente diferente de cero a un nivel, respectivamente del 10%, 5% y del 1%

estadísticamente significativos cuando el riesgo se mide a través del porcentaje de créditos dudosos de forma consistente con las mayores posibilidades de diversificación en la concesión de créditos de las

entidades de mayor tamaño. Respecto a la influencia de las restantes variables de control, sólo LNPIB presenta un coeficiente significativo en la estimación (4), indicando que las entidades con oficinas en provincias con un mayor PIB agregado dotan menos provisiones para insolvencias. Por su parte, la edad (LNEDAD) y la cuota de las entidades en el mercado de depósitos (CUOTA) no muestran una influencia significativa sobre ninguna de las medidas de riesgo.

Respecto al análisis de supervivencia de la primera etapa del procedimiento de Heckman, el probit realizado indica que es más probable que sobrevivan las entidades de mayor tamaño y para las que es menor el PIB del conjunto del territorio en el que tienen oficinas, sin que existan diferencias significativas entre bancos y cajas o en función de la edad de las entidades o de su cuota en el mercado de depósitos. Los coeficientes de la inversa de la ratio de Mills en la segunda etapa son significativos en tres de las cuatro estimaciones, indicando la importancia del sesgo de supervivencia y que la no consideración de aquellas entidades que desaparecen a lo largo del periodo a través del probit de la primera etapa llevaría a resultados sesgados.

3.4. Contraste de la hipótesis de desregulación

En esta sección contrastaremos si las diferencias en el nivel de riesgo de bancos y cajas de ahorros se incrementan cuando existen menores restricciones en la actividad bancaria como consecuencia de procesos de desregulación. El contraste de la hipótesis de desregulación en el sector bancario español es posible debido a la variación habida en el grado de regulación de la actividad bancaria a lo largo del periodo comprendido entre 1985 y 2001.

Nuevamente la metodología aplicada es diferente cuando utilizamos como medida de riesgo el porcentaje de créditos dudosos o la dotación para insolvencias a cuando utilizamos el coeficiente de variación de recursos generados a lo largo de todo el periodo de análisis 1985-2001. En el primero de los casos no necesitamos definir a priori periodos con diferente grado de regulación y podemos realizar un análisis año a año introduciendo términos de interacción de la variable dummy de forma jurídica con cada una de las dummy temporales. La especificación concreta del modelo con datos de panel es la siguiente:

$$RIESGO_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 D_{tipo\,it} + \sum_{t=1985}^{2001} \varphi_t D_{tipo\,it} T_t + \varphi_3 X_{it} + \varphi_4 T_t + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \qquad (5)$$

Donde $RIESGO_{it}$ es cada una de las medidas de riesgo definidas anteriormente para las que disponemos de un panel de datos (CDUD y PROV). $D_{tipo\,it}$ es la dummy de forma jurídica que toma el valor 1 para los bancos y cero para las cajas, X_{it} es el conjunto de variables de control, es decir, LNAT, LNEDAD, LNPIB y CUOTA. T_t representa cada una de las dummy temporales. En las estimaciones omitimos el término de interacción correspondiente al primero de los años para los que se dispone información de la variable de riesgo, que son el año de 1985 para PROV y el año de 1989 para CDUD. Con esta especificación la variable D_{tipo} muestra las diferencias entre el riesgo de los bancos y las cajas de ahorros en el año omitido, mientras que cada uno de los términos de interacción ($D_{tipo\,it}$ x T_t) muestra como varía la diferencia en el riesgo entre bancos y cajas en el año correspondiente a la interacción respecto al año omitido. El nivel de la diferencia entre bancos y cajas en un determinado año se obtendría sumando el coeficiente de D_{tipo} y el correspondiente al del término de interacción del año analizado.

Cuando utilizamos como medida de riesgo el coeficiente de variación de los recursos generados necesitamos comparar periodos superiores al año donde el grado de la intensidad regulatoria sea diferente. Concretamente, el continuado proceso de desregulación del sistema financiero español nos lleva a suponer que el grado de regulación de la actividad bancaria en el año de inicio de nuestro periodo de análisis (1985) es mayor que al final del mismo (2001). Con la finalidad de captar de la forma más clara posible el efecto de una desregulación progresiva definimos tres subperiodos de tiempo. El primero de los superiodos es 1985-1989, escogiendo 1989 como último año de este subperiodo debido a que es a partir de este año cuando las cajas de ahorros comienzan a competir en plena igualdad con los bancos, una vez que se permite a éstas la apertura de sucursales en todo el territorio nacional. Saurina (1997) indica que es a partir de 1989 cuando se inicia una verdadera competencia entre las entidades al eliminarse las restricciones sobre tipos de interés, pasando tanto bancos como cajas de ahorros a utilizar los tipos de interés para atraer o mantener sus clientes de pasivo. Puesto que este primer subperiodo comprende 5 años, definimos otro subperiodo también de 5 años en el extremo final del periodo analizado (1997-2001) y un subperiodo intermedio entre ambos subperiodos extremos desde 1990 a 1996. El primero de

los subperiodos (1985-1989) se correspondería con el periodo de regulación o de mayor regulación y los dos subperiodos siguientes harían referencia a periodos de menor regulación de la actividad bancaria, esperando observar las mayores diferencias al comparar los extremos del intervalo de tiempo analizado, es decir, al comparar los subperiodos 1985-1989 y 1997-2001.

Para analizar las diferencias entre los diferentes periodos de tiempo indicados aplicamos el test de Chow, incorporando en el modelo de Heckman estimado en la sección anterior una variable dummy multiplicativa por cada uno de los tres subperiodos. La especificación concreta del modelo es la siguiente:

$$RIESGO_{it} = \beta_0 + \beta_1 W_{it} + \beta_2 D_{90-96} W_{it} + \beta_3 D_{97-01} W_{it} + \varepsilon_i \qquad (6)$$

$$t=1985\text{-}1989,\ 1990\text{-}1996,\ 1997\text{-}2001$$

Donde $RIESGO_{it}$ es cada una de las medidas del coeficiente de variación de los recursos generados (RI1 y RI2) en cada uno de los tres subperiodos. W_{it} es el conjunto de variables independientes consideradas explicativas del riesgo, es decir, D_{tipo}, LNAT, LNEDAD, LNPIB y CUOTA. D_{90-96} y D_{97-01} son dos variables dummy que adoptan, respectivamente, el valor 1 para el periodo de tiempo al que hacen referencia y el valor cero en cada uno de los otros dos subperiodos. Al omitir en esta especificación la variable dummy referida al subperiodo 1985-1989, los coeficientes de β_1 harían referencia precisamente a ese subperiodo de mayor regulación mientras que los coeficientes de β_2 y de β_3 harían referencia a las diferencias existentes, respectivamente, entre 1990-1996 y 1997-2001 respecto al subperiodo de referencia 1985-1989. Los coeficientes de las variables para el subperiodo de 1990-1996 se obtendrían sumando β_1 y β_2, y los coeficientes para el subperiodo 1997-2001 se obtendrían sumando β_1 y β_3.

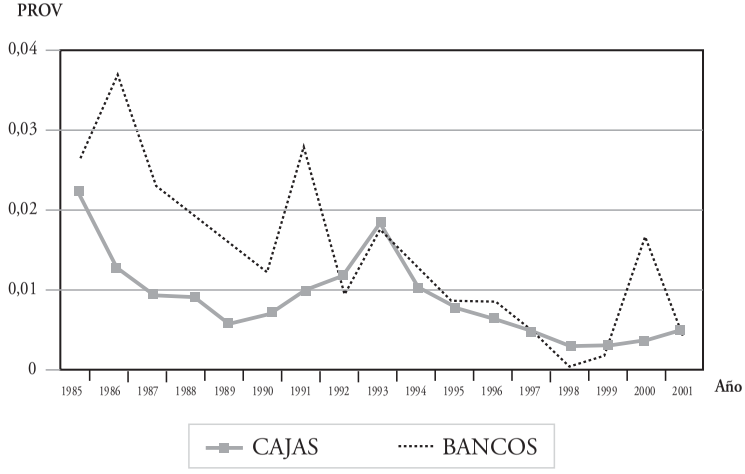
La evolución de CDUD y PROV en bancos y cajas para cada uno de los años se muestra en el panel A del cuadro 4. El panel B muestra las diferencias de los valores medios de cada una de las variables entre bancos y cajas para cada uno de los tres subperiodos.[13] En ninguno de los dos paneles observamos un incremento de las diferencias entre el riesgo de bancos y cajas de ahorros con el avance del proceso desregulador a lo largo del tiempo. De hecho, las diferencias de

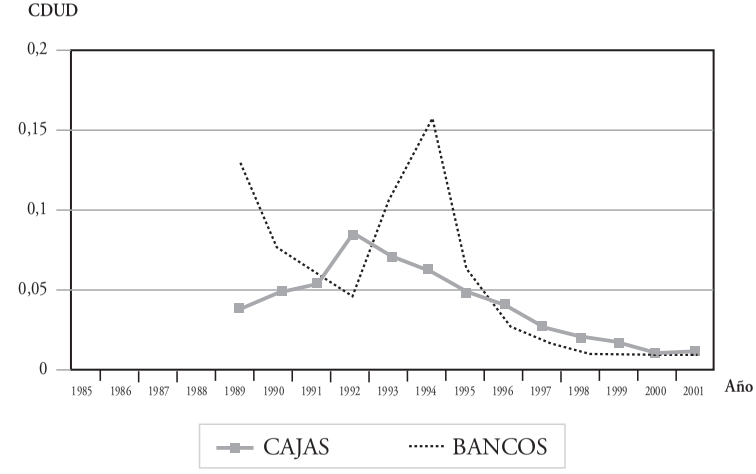
13. No se incluye la variable CDUD al no disponer de valores de la misma antes de 1989.

Cuadro 4
Estadísticos descriptivos (Desregulación)

El panel A muestra la evolución anual del porcentaje que los créditos dudosos (CDUD) y dotación anual para provisión de insolvencias (PROV) representan sobre los créditos totales en bancos y cajas de ahorros. El panel B muestra los valores medios de las variables en cada uno de los tres subperiodos en los que se divide el periodo global de análisis (1985-1989, 1990-1996 y 1997-1001) así como las diferencias de medias. Los valores del estadístico t aparecen entre paréntesis.

PANEL A: GRAFICO EVOLUCIÓN TEMPORAL DIFERENCIAS DE CDUD Y PROV ENTRE BANCOS Y CAJAS





PANEL B: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

VARIABLES	1985-1989			1990-1996			1997-2001			Diferencia 1990-1996 respecto 1985-1989		Diferencia 1997-2001 respecto 1985-1989	
	BANCOS (1)	CAJAS (2)	Diferencia (1) - (2)	BANCOS (3)	CAJAS (4)	Diferencia (3) - (4)	BANCOS (5)	CAJAS (6)	Diferencia (5) - (6)	BANCOS (3) - (1)	CAJAS (4) – (2)	BANCOS (5) – (1)	CAJAS (6) – (2)
PROV	0,024	0,012	0,012**	0,012	0,010	0,002	0,005	0,003	0,001	-0,011***	-0,002	-0,018***	-0,008***
			(2,32)			(1,56)			(1,03)	(-2,26)	(-1,53)	(-3,53)	(-6,63)
RI1	0,190	0,101	0,088*	0,237	0,138	0,099	0,156	0,143	0,013	0,047	0,037	-0,033	0,041
			(1,78)			(1,55)			(0,28)	(0,63)	(0,87)	(-0,49)	(1,29)
RI2	0,323	0,209	0,113*	0,409	0,302	0,107	0,372	0,220	0,151	0,086	0,093	0,049	0,011
			(1,75)			(0,66)			(1,03)	(0,86)	(0,63)	(0,35)	(0,19)
LNAT	11,982	11,541	0,440	12,388	12,224	0,163	12,956	12,922	0,033	0,406	0,683**	0,974***	1,381***
			(1,34)			(0,44)			(0,10)	(0,99)	(2,45)	(2,62)	(4,77)
LNEDAD	4,496	4,487	0,009	4,517	4,519	-0,002	4,539	4,551	-0,012	0,021	0,032	0,042	0,060
			(0,07)			(-0,16)			(-0,09)	(0,02)	(0,24)	(0,30)	(0,55)
LNPIB	11,408	11,282	0,126	11,850	11,401	0,456	12,186	12,409	-0,223	0,450	0,119	0,777	1,126***
			(0,32)			(0,80)			(-0,53)	(0,90)	(0,25)	(0,76)	(4,25)
CUOTA	0,023	0,144	-0,121***	0,020	0,110	-0,090***	0,020	0,162	-0,142***	-0,003	0,034	-0,003	0,017
			(-3,77)			(-3,90)			(-4,96)	(-0,34)	(0,88)	(-0,49)	(0,42)
N	21	29		21	29		21	29					

*, **, *** Significativamente diferente de cero a un nivel, respectivamente del 10%, 5% y del 1%.

Cuadro 5
Riesgo y desregulación bancaria

El panel A muestra los resultados con datos de panel considerando aleatorios los efectos individuales. CDUD es el porcentaje anual de créditos dudosos respecto al total de créditos de la entidad. PROV es el porcentaje que representa la dotación anual de la provisión para insolvencias respecto al total de créditos de la entidad. Las estimaciones se realizan con datos anuales a lo largo del periodo 1989-2001 para CDUD y a lo largo del periodo 1985-2001 para PROV. D_{tipo} es una variable dummy de forma jurídica que adopta el valor 1 para bancos y el valor cero para cajas de ahorros. LNAT es el logaritmo natural de los activos. LNEDAD es el logaritmo natural de la edad de la entidad. LNPIB es el logaritmo natural del PIB del conjunto de provincias en las que la entidad tiene oficinas. CUOTA es la cuota media de depósitos en el conjunto de provincias en las que la entidad tiene oficinas. El panel B muestra los resultados del procedimiento en dos etapas de Heckman. RI1 es el coeficiente de variación de los recursos generados antes de gastos operativos e impuestos y RI2 es el coeficiente de variación de los recursos generados antes de impuestos. En las estimaciones del panel B todas las variables son calculadas para cada uno de los tres subperiodos en los que se divide el periodo global de análisis (1985-1989, 1990-1996 y 1997-2001). $D_{90\text{-}96}$ y $D_{97\text{-}01}$ son variables dummy que adoptan el valor 1 para el subperiodo al que hacen referencia y cero para los otros dos subperiodos. λ es la inversa de la ratio de Mills obtenida a partir del probit realizado en la primera etapa. Los valores del estadístico t aparecen entre paréntesis.

PANEL A: DATOS DE PANEL

	CDUD		PROV	
	(1)	(2)	(3)	(4)
CONSTANTE	0,239***	0,301***	0,029***	0,028***
	(4,54)	(4,79)	(5,60)	(4,37)
D_{tipo}	0,098**	0,100**	0,004	0,005
	(2,24)	(2,27)	(1,01)	(1,08)
LNAT	-0,016***	-0,013***	-0,0005	-0,00001
	(-4,75)	(-3,18)	(-1,36)	(-0,02)
LNEDAD	---	-0,012	---	0,001
		(-1,28)		(0,65)
LNPIB	---	-0,004*	---	0,0001
		(-1,60)		(0,26)
CUOTA	---	0,044	---	-0,001**
		(1,23)		(-2,48)
D_{tipo} x 1986	---	---	0,020***	0,020***
			(3,36)	(3,34)
D_{tipo} x 1987	---	---	0,010*	0,010*
			(1,74)	(1,72)
D_{tipo} x 1988	---	---	0,006	0,006
			(0,96)	(0,99)

PANEL B: MODELO DE HECKMAN

		RI1		RI2	
	PROBIT	(5)	(6)	(7)	(8)
CONSTANTE	-0,531	0,141	0,193	0,252	0,472*
	(-0,47)	(0,77)	(1,55)	(0,71)	(1,63)
D_{tipo}	0,364	0,136**	0,073	0,241**	0,123
	(1,12)	(2,38)	(1,37)	(2,00)	(0,95)
LNAT	-0,157	-0,017	0,079**	-0,036	0,001
	(-0,70)	(-1,13)	(2,00)	(-1,17)	(0,01)
LNEDAD	0,063	---	-0,006	---	-0,07
	(0,26)		(-0,12)		(-0,75)
LNPIB	0,181	---	-0,098**	---	-0,128
	(0,88)		(-2,44)		(-1,13)
CUOTA	-1,443*	---	-0,161	---	-0,448
	(-1,80)		(-1,00)		(-0,07)
D_{tipo} x $D_{90\text{-}96}$	-0,082	0,054	0,068	-0,092	-0,027
	(-0,13)	(0,68)	(0,86)	(-0,50)	(-0,14)
LNAT x $D_{90\text{-}96}$	0,402	0,014***	-0,061	0,025***	-0,082
	(0,93)	(3,02)	(-1,54)	(2,70)	(-0,70)
LNEDAD x $D_{90\text{-}96}$	-0,020	---	-0,027	---	0,022
	(-0,05)		(-0,47)		(0,23)

D_{tipo} x 1989	---	---	0,006	0,006
			(1,06)	(1,07)
D_{tipo} x 1990	-0,063	-0,062	0,001	0,001
	(-1,14)	(-1,12)	(0,20)	(0,19)
D_{tipo} x 1991	-0,085	-0,084	0,013**	0,013**
	(-1,51)	(-1,50)	(2,17)	(2,12)
D_{tipo} x 1992	-0,133**	-0,135**	-0,005	-0,005
	(-2,46)	(-2,50)	(-0,82)	(-0,85)
D_{tipo} x 1993	-0,059	-0,060	-0,005	-0,005
	(-1,09)	(-1,11)	(-0,74)	(-0,75)
D_{tipo} x 1994	-0,0004	0,006	-0,001	-0,001
	(-0,01)	(0,10)	(-0,24)	(-0,18)
D_{tipo} x 1995	-0,081	-0,075	-0,004	-0,003
	(-1,48)	(-1,36)	(-0,60)	(-0,54)
D_{tipo} x 1996	-0,104*	-0,099*	-0,002	-0,002
	(-1,89)	(-1,79)	(-0,32)	(-0,28)
D_{tipo} x 1997	-0,100*	-0,095*	-0,004	-0,004
	(-1,80)	(-1,71)	(-0,67)	(-0,66)
D_{tipo} x 1998	-0,098*	-0,095*	-0,006	-0,006
	(-1,77)	(-1,70)	(-0,97)	(-0,98)
D_{tipo} x 1999	-0,095*	-0,091*	-0,004	-0,004
	(-1,69)	(-1,62)	(-0,65)	(-0,67)
D_{tipo} x 2000	-0,099*	-0,095*	0,008	0,008
	(-1,71)	(-1,65)	(1,21)	(1,19)
D_{tipo} x 2001	-0,098*	-0,095*	-0,005	-0,005
	(-1,71)	(-1,63)	(-0,74)	(-0,77)
$\sum T_t$	Sí	Sí	Sí	Sí
R^2 global	8,79%	9,36%	13,01%	13,48%
Wald χ^2	79,74***	85,22***	209,28***	217,51***
LM χ^2	35,77***	29,52***	7,02***	4,30**
Nº observaciones	855	855	1434	1434
Nº entidades	91	91	130	130

LNPIB x D $_{90\text{-}96}$	-0,328	---	0,085**	---	0,104
	(-0,75)		(2,06)		(0,88)
CUOTA x D $_{90\text{-}96}$	2,039	---	0,058	---	0,203
	(0,85)		(0,31)		(0,36)
D_{tipo} x D $_{97\text{-}01}$	-0,495	-0,090	-0,050	-0,028	0,015
	(-0,78)	(-1,17)	(-0,65)	(-0,16)	(0,08)
LNAT x D $_{97\text{-}01}$	0,726	0,014***	-0,071	0,025***	-0,001
	(1,29)	(3,04)	(-1,27)	(2,70)	(0,01)
LNEDAD x D $_{97\text{-}01}$	-0,270	---	-0,001	---	0,078
	(-0,61)		(-0,02)		(0,51)
LNPIB x D $_{97\text{-}0}$	-0,490	---	0,087	---	-0,010
	(-0,86)		(1,52)		(-0,07)
CUOTA x D $_{97\text{-}01}$	11,452*	---	0,040	---	0,226
	(-1,75)		(0,14)		(0,30)
λ	---	-1,59***	-1,62***	-0,711***	-0,729***
		(-21,8)	(-24,5)	(-11,6)	(-8,11)
Log función probabilidad	-112,61	---	---	---	---
F estadístico	---	5,07***	2,38***	3,53***	1,79**
R^2 ajustado	---	16,04%	12,87%	10,65%	7,84%
Nº observaciones	225	150	150	150	150
Nº entidades	110	50	50	50	50

*, **, *** Significativamente diferente de cero a un nivel, respectivamente del 10%, 5% y del 1%.

medias se reducen con el tiempo ya que mientras se observan mayores valores medios de PROV, RI1 y RI2 para bancos que para cajas en el periodo de mayor regulación, estas diferencias no son estadísticamente significativas en ninguno de los dos subperiodos posteriores (1990-1996 y 1997-2001). Cuando analizamos la evolución temporal del riesgo de cada tipo de entidad en las cuatro últimas columnas del panel B observamos que tanto para bancos como para cajas se ha reducido en los dos subperiodos posteriores la dotación para insolvencias y que ninguna otra de las medidas de riesgo se incrementa respecto al periodo 1985-1989.

Puesto que el análisis de diferencias de medias no controla por factores adicionales al tipo de entidad que pueden estar influyendo en la asunción de riesgos, presentamos en el cuadro 5 los resultados de los contrastes [5] y [6] en los que incluimos el tamaño y el resto de variables de control.

Los resultados obtenidos con datos de panel (panel A) no ofrecen una evidencia clara a favor de la hipótesis de desregulación ya que varían con la medida de riesgo. Mientras que la evolución de las diferencias en la dotación anual para insolvencias es consistente con la hipótesis de desregulación, la evolución de los créditos dudosos es contraria. Una mayor dotación para insolvencias de los bancos se observa en los años 1986 y 1991 sin que existan diferencias significativas en ningún otro año respecto a 1985. Por el contrario, las ecuaciones de CDUD muestran que el mayor porcentaje de créditos dudosos que los bancos presentan respecto a las cajas a lo largo del periodo 1989-1991 se ha reducido en 1992, 1996, 1998, 1999, 2000 y 2001.

Los resultados del procedimiento de Heckman mostrados en el panel B tampoco sugieren un incremento de la diferencia en el riesgo de bancos y cajas de ahorros durante el periodo 1997-2001 o el de 1990-1996 respecto al periodo de mayor regulación entre 1985 y1989, ya que ni $D_{tipo}xD_{97\text{-}01}$ ni $D_{tipo}xD_{90\text{-}96}$ presentan coeficientes positivos estadísticamente significativos en ninguna estimación. Por tanto, si bien los coeficientes positivos de D_{tipo} reflejan el mayor riesgo de los bancos durante 1985-1989, las diferencias en el riesgo no son mayores en ninguno de los dos periodos posteriores. Más al contrario, sus coeficientes, aunque no significativos, son negativos en tres de los cuatro valores estimados.

La ausencia de diferencias en el riesgo a favor de los bancos a medida que se reduce la regulación del sector bancario es contraria a

la hipótesis de desregulación. Sin embargo, durante el periodo analizado las cajas de ahorros también sufrieron una modificación en la composición de sus órganos de gobierno que pudo afectar a sus incentivos a asumir riesgos. En este caso, la comparación en el tiempo de las diferencias en el riesgo de bancos y cajas de ahorros no sólo captaría el efecto de variaciones en la intensidad regulatoria del sector sino también el efecto de las variaciones en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros. Para aislar este último efecto analizamos en la sección siguiente la influencia del porcentaje de representación de cada grupo de interés sobre los incentivos de las cajas de ahorros a asumir riesgos.

Respecto a las variables de control, el tamaño de la entidad tiene una influencia reductora sobre el porcentaje de créditos dudosos. Por su parte, un mayor PIB en las provincias con oficinas o una mayor cuota en el mercado de depósitos también están negativamente relacionadas con el riesgo bancario. LNPIB presenta coeficientes negativos en las ecuaciones explicativas de CDUD y RI1, y CUOTA tiene un coeficiente negativo cuando el riesgo se mide con el porcentaje de la dotación anual para insolvencias. Al igual que al contrastar la hipótesis de forma jurídica, los coeficientes de la inversa de la ratio de Mills son significativos, indicando la conveniencia de corregir el sesgo de supervivencia cuando sólo consideramos las entidades que permanecen a lo largo de todo el periodo de análisis.

3.5. Contraste de la influencia de la asignación de derechos de control en las cajas de ahorros

En esta sección analizamos si la distinta participación asignada por las normativas autonómicas a cada grupo de interés en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros origina diferencias en el riesgo de estas entidades. De forma concreta, trataremos de contrastar empíricamente, en primer lugar, si la participación de los empleados en las cajas de ahorros lleva a bajos niveles de riesgo en las mismas, tal y como establece la hipótesis de control de los empleados y, en segundo lugar, si una mayor participación pública en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros está asociada a menores niveles de riesgo como predice la hipótesis del mantenimiento del control o, por el contrario, está asociada a mayores niveles de riesgo como predice la hipótesis de riesgos subsidiados.

La información sobre la composición de los órganos de gobierno de las cajas de ahorros fue solicitada por correo a la propia entidad y revisando sus memorias anuales. También se solicitó información sobre la naturaleza de los fundadores con la finalidad de sumar sus porcentajes de representación a los de las administraciones públicas cuando los fundadores fuesen también administraciones públicas. [14]

Los estadísticos descriptivos de cada una de las variables en esta muestra de 30 cajas de ahorros se presentan en el panel A del cuadro 6. La evolución temporal del porcentaje de representación de administraciones públicas, impositores y empleados en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros se muestra en el panel B.

La evolución temporal del porcentaje de representación de cada colectivo refleja que las normativas autonómicas sobre la composición de los órganos de gobierno de las cajas supusieron un incremento de la participación de las administraciones públicas a expensas de disminuir la de los depositantes, mientras que se mantiene básicamente estable la representación de los empleados. De hecho, a partir de 1992 el porcentaje de representación de las administraciones públicas supera en media al de los depositantes mientras que el porcentaje de los empleados ha permanecido generalmente estable alrededor del 5%.

Las características de los datos obligaron nuevamente a realizar estimaciones diferentes cuando el riesgo de las entidades es medido con CDUD o PROV respecto a cuando es medido a través del coeficiente de variación de los recursos generados (RI1 y RI2). En el primero de los casos aplicamos la técnica de datos de panel y el modelo estimado ha sido el siguiente:

$$\begin{aligned} RIESGO_{it} = {} & \gamma_0 + \gamma_1 ADMON_{it} + \gamma_2 ADMON2_{it} + \gamma_3 EMP_{it} + \gamma_4 EMP2_{it} \\ & + \gamma_5 TA_{it} + \gamma_6 X_{it} + \sum_{t=1985}^{2001} \gamma_t T_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \qquad (7)$$

Donde $RIESGO_{it}$ hace referencia a las medidas de riesgo CDUD y PROV de la caja i en el año t. $ADMON_{it}$ es el porcentaje de las administraciones públicas en la Asamblea General de la caja, EMP_{it} es el porcentaje en dicho órgano de los empleados. Para captar posibles efectos no lineales entre la participación de administraciones

14. Estas fuentes de información han permitido conocer la composición de los órganos de gobierno para 30 cajas de ahorros que sobreviven desde la entrada en vigor de la normativa autonómica correspondiente a su comunidad autónoma hasta 2001.

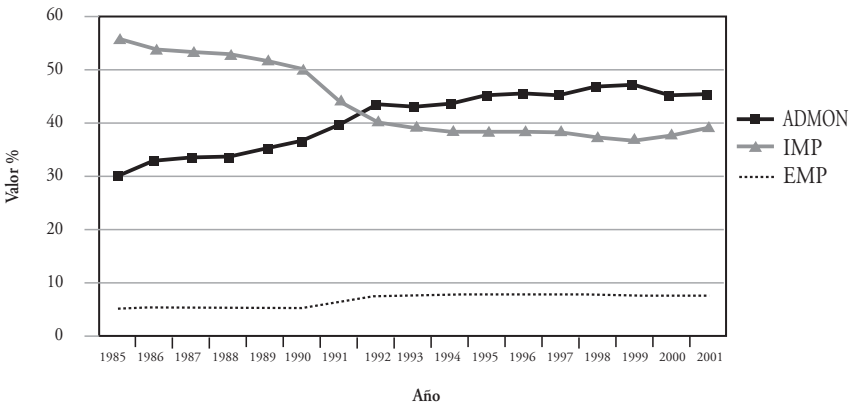
Cuadro 6
Estadísticos descriptivos (Derechos de control en las cajas de ahorros)

El panel A presenta los estadísticos descriptivos de la muestra de 30 cajas de ahorros para las que ha obtenido información sobre la composición de sus órganos de gobierno y en la que se contrasta la influencia de la asignación de los derechos de control. El panel B presenta la evolución temporal del porcentaje medio de representación de administraciones públicas, impositores y empleados en los órganos de gobierno de las 30 cajas de ahorros analizadas.

PANEL A: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS CAJAS

VARIABLES	MEDIA	MEDIANA	DESV	OBSERVACIONES	N
CDUD	0,038	0,033	0,025	306	30
PROV	0,008	0,006	0,007	333	30
RI1	0,156	0,152	0,051	30	30
RI2	0,245	0,214	0,151	30	30
LNAT	12,581	12,735	1,330	333	30
LNEDAD	4,502	4,682	0,472	333	30
LNPIB	11,859	12,217	2,299	333	30
CUOTA	0,161	0,093	0,202	333	30
ADMON	46,199	51,000	15,022	333	30
EMP	7,188	6,000	3,274	333	30
IMP	38,086	40,00	7,040	333	30

PANEL B: COMPOSICIÓN ÓRGANOS GOBIERNO CAJAS DE AHORROS



*, **, *** Significativamente diferente de cero a un nivel, respectivamente del 10%, 5% y del 1%.

públicas y empleados en los órganos de gobierno de las cajas de ahorros y el nivel de riesgo de las mismas las variables anteriores son también consideradas al cuadrado (ADMON2 y EMP2). Cuando los fundadores y algún miembro de otras instituciones también son administraciones públicas, sus porcentajes se suman al porcentaje asignado directamente a las administraciones públicas por la normativa autonómica para obtener el valor de ADMON. Para evitar pro-

blemas de correlación cuando los porcentajes de representación de depositantes, empleados y administraciones públicas suman la unidad, se excluye de las estimaciones el porcentaje de representación de los depositantes. X_{it} es el conjunto de variables de control (LNAT, LNEDAD, LNPIB, CUOTA). $\sum T_t$ es un conjunto de variables dummy anuales introducidas para controlar potenciales efectos macroeconómicos variantes en el tiempo y que afectan a todas las cajas de la misma forma. μ_i son los efectos específicos de cada caja de ahorros y ε_{it} es un término de perturbación aleatoria.

La existencia de un panel de datos permite controlar por efectos individuales diferentes a los de las variables explicativas incluidas en el modelo así como incorporar en el análisis la variación de los porcentajes de representación de depositantes, empleados y administraciones públicas que ha tenido lugar a lo largo de los años considerados (1985-2001). Los valores no significativos del test de Hausman no rechazan la hipótesis nula de que un modelo con efectos fijos es diferente a un modelo con efectos aleatorios y, por tanto, siguiendo a Hsiao (1986) se muestran los resultados suponiendo efectos individuales aleatorios.

Cuando el riesgo se mide a través del coeficiente de variación de los recursos generados a lo largo de todo el periodo aplicamos OLS. La entrada en vigor de diferentes normativas autonómicas a lo largo del periodo 1985-2001, modificando los porcentajes de representación de cada grupo nos ha llevado a definir un periodo de análisis diferente en cada caja para buscar una estabilidad en el porcentaje de representación que cada grupo tiene en la Asamblea General de la caja de ahorros. Este periodo es el comprendido entre el año de la entrada en vigor de la normativa autonómica y el año final considerado en el resto de contrastes, es decir, 2001. El potencial efecto temporal derivado de utilizar periodos de análisis diferentes en cada caja se controla introduciendo variables dummy para cada uno de los diferentes años en los que ha tenido lugar la entrada en vigor de la correspondiente normativa autonómica. El modelo estimado ha sido el siguiente:

$$\begin{aligned} RIESGO_i &= \beta_0 + \beta_1 ADMON_i + \beta_2 ADMON2_i + \beta_3 EMP_i + \beta_4 EMP2_i \\ &\quad + \beta_5 X_i + \sum_{t=86}^{95} \beta_t Y_{it} + \varepsilon_i \end{aligned} \tag{8}$$

Donde $RIESGO_i$ hace referencia al coeficiente de variación de los recursos generados (RI1 y RI2), calculados para cada caja de ahorros

Cuadro 7
Riesgo y asignación de derechos de control en las cajas de ahorros

El panel A muestra los resultados con efectos individuales aleatorios utilizando un panel de datos anuales. CDUD es el porcentaje anual de créditos dudosos respecto al total de créditos de la caja en cada uno de los años del periodo 1989-2001 y PROV es el porcentaje que representa la dotación anual de la provisión para insolvencias respecto al total de créditos de la caja de ahorros para cada uno de los años entre 1985 y 2001. ADMON es el porcentaje de participación de las administraciones públicas en la Asamblea General de la caja de ahorros. ADMON2 es el cuadrado de ADMON. EMP es el porcentaje de participación de los empleados en la Asamblea General de la caja de ahorros. EMP2 es el cuadrado de EMP. LNAT es el logaritmo natural de los activos. LNEDAD es el logaritmo natural de la edad de la entidad. LNPIB es el logaritmo natural del PIB del conjunto de provincias en las que la entidad tiene oficinas. CUOTA es la cuota media de depósitos en el conjunto de provincias en las que la entidad tiene oficinas. $\sum T_t$ es el conjunto de variables dummy temporales correspondientes a cada uno de los años. El panel B muestra los resultados de las regresiones con OLS. RI1 es el coeficiente de variación de los recursos generados antes de gastos operativos e impuestos y RI2 es el coeficiente de variación de los recursos generados antes de impuestos. Ambas variables se calculan como una media del periodo comprendido entre el año de entrada en vigor de la correspondiente normativa autonómica y 2001. $\sum Y_{it}$ es el conjunto de variables dummy temporales correspondientes al año de entrada en vigor de la normativa autonómica que afecta a la caja i. Los valores del estadístico t aparecen entre paréntesis.

	PANEL A: DATOS DE PANEL				PANEL B: OLS			
	CDUD		PROV		RI1		RI2	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
CONSTANTE	0,049	0,005	0,026***	0,025***	-0,122	-0,270	-0,560	-0,736
	(0,72)	(0,06)	(4,41)	(3,73)	(-0,74)	(-1,37)	(-1,18)	(-1,21)
ADMON	-0,192	-0,191	-0,011	-0,013	1,230*	1,305*	3,784**	4,101**
	(-1,45)	(-1,57)	(-0,89)	(-1,16)	(2,06)	(2,09)	(2,21)	(2,14)
ADMON2	0,003*	0,003**	0,0002	0,0002*	-0,011	-0,012	-0,034	-0,038
	(1,88)	(2,15)	(1,37)	(1,68)	(-1,52)	(-1,52)	(-1,63)	(-1,60)
EMP	0,234	0,317	0,102**	0,111***	1,796***	1,638***	6,229***	6,612***
	(0,50)	(0,75)	(2,35)	(2,88)	(3,33)	(2,98)	(4,04)	(3,92)
EMP2	-0,013	-0,018	-0,005**	-0,005**	-0,002	0,0006	-0,027	-0,034
	(-0,53)	(-0,80)	(-2,12)	(-2,65)	(-0,32)	(0,09)	(-1,40)	(-1,52)
LNAT	-0,001	-0,001	-0,0003	-0,005***	-0,012	-0,025	-0,047*	-0,089
	(-0,16)	(-0,27)	(-0,76)	(-2,65)	(-1,31)	(-0,57)	(-1,81)	(-0,66)
LNEDAD	---	0,007	---	-0,0003	---	0,029	---	0,024
		(0,87)		(0,30)		(1,09)		(0,29)
LNPIB	---	0,0004	---	-0,00005	---	0,015	---	0,039
		(0,20)		(-0,31)		(0,32)		(0,27)
CUOTA	---	-0,009	---	0,001	---	-0,043	---	-0,072
		(-0,44)		(0,74)		(-0,67)		(-0,37)
$\sum T_t$	Sí	Sí	Sí	Sí	---	---	---	---
$\sum Y_{i,t}$	---	---	---	---	Sí	Sí	Sí	Sí
F estadístico	---	---	---	---	2,48**	11,95***	3,05**	54,10***
R^2 ajustado	---	---	---	---	37,93%	84,99%	45,93%	96,49%
Wald χ^2	66,35***	68,18***	366,34***	355,62***	---	---	---	---
Hausman test	3,31	89,11***	18,51	13,39	---	---	---	---
LM test/ F test	0,24	0,29	20,27***	13,37***	---	---	---	---
Nº observaciones	306	306	333	333	30	30	30	30
Nº entidades	30	30	30	30	30	30	30	30

*, **, *** Significativamente diferente de cero a un nivel, respectivamente del 10%, 5% y del 1%.

durante el periodo de tiempo comprendido entre el año de entrada en vigor de la normativa autonómica aplicable y 2001. ADMON, ADMON2, EMP, EMP2 y X_i es el mismo conjunto de variables definidas para el modelo [7].Y_{it} hace referencia al conjunto de variables dummy temporales correspondientes a cada uno de los años en los que alguna caja de ahorros ha visto modificados sus órganos de gobierno por una normativa autonómica (D_{86}, D_{88}, D_{89}, D_{90}, D_{91}, D_{93}, D_{95}), cada una de estas variables dummy adopta el valor 1 si la modificación de la composición de los órganos de gobierno de la caja i ha tenido lugar en el año t y cero en caso contrario. En las estimaciones se omitió la dummy correspondiente al año 1986.

Los resultados del cuadro 7 indican un efecto amplificador del riesgo de las cajas de ahorros para el porcentaje de participación pública ya que en todas las estimaciones o bien ADMON o bien ADMON2 presentan coeficientes positivos estadísticamente significativos. En las estimaciones con datos de panel es sólo ADMON2 quien presenta coeficientes significativos, indicando que el efecto incremental de la participación pública sobre el riesgo de la caja se produce a partir de un nivel mínimo de participación pública. Por su parte, en las estimaciones con OLS sólo ADMON presenta coeficientes positivos significativos, sugiriendo que el aumento del riesgo de la caja ante incrementos de la participación pública se produce para cualquier nivel de ésta. La relación positiva observada en cualquier caso entre la participación pública y el riesgo de la caja es consistente con nuestra hipótesis de riesgos subsidiados y con la evidencia aportada por La Porta *et al.* (2002) y Sapienza (2004) al mostrar que la politización en la toma de decisiones de bancos de propiedad pública lleva a la realización de proyectos políticamente deseables pero no rentables y a incrementar el riesgo de las entidades.

El porcentaje de representación de los empleados no tiene una influencia clara sobre el riesgo de las cajas de ahorros al variar con la medida de riesgo. Mientras que presenta coeficientes estadísticamente significativos para explicar CDUD, ejerce una influencia no lineal sobre la dotación de la provisión para insolvencias y presenta coeficientes positivos para explicar el coeficiente de variación de recursos generados en las estimaciones por OLS. Estos resultados no permiten validar la influencia negativa sobre el riesgo que para EMP pronostica la hipótesis de control de los empleados basándose en la aversión al riesgo y capacidad de los mismos para influir en la toma de decisiones de la caja.

4. CONCLUSIONES

El presente trabajo compara el riesgo de bancos y cajas de ahorros españoles analizando también si las diferencias en el riesgo han cambiado en el tiempo con el grado de regulación de la actividad bancaria. De igual forma, se estudia si los incentivos a asumir riesgos en las cajas de ahorros pueden ser distintos en función de la asignación de derechos de voto que los distintos grupos de interés tengan en sus órganos de gobierno.

De forma similar a lo observado en estudios previos que comparan las mutuas bancarias americanas con bancos sociedades anónimas, las cajas de ahorros españolas también presentan menores niveles de riesgo que los bancos después de controlar por el tamaño, la edad, el PIB de las provincias en las que las entidades tienen oficinas y la cuota de las entidades en el mercado de depósitos.

El análisis de la influencia sobre el riesgo de las cajas de diferentes asignaciones de los derechos de voto entre depositantes, empleados y administraciones públicas ha revelado la existencia de una relación positiva entre la participación pública y el nivel de riesgo de las cajas de ahorros. Este efecto amplificador del riesgo que observamos para la participación pública permite evaluar positivamente, a efectos de control de riesgos, la limitación a un máximo del 50% de los derechos de voto asignados a las administraciones públicas y que ha sido introducida por la reciente Ley de Medidas de Reforma del Sistema Financiero.

A diferencia de lo observado en el caso norteamericano al comparar mutuas y bancos configurados como sociedades anónimas, las diferencias en el riesgo de bancos y cajas de ahorros españoles no han aumentado a lo largo del tiempo a medida que el proceso de desregulación ha ido avanzando. El incremento de la participación pública en los órganos de gobierno de las cajas que ha originado la progresiva introducción de las normativas autonómicas y su influencia positiva sobre el riesgo de las cajas puede ser una razón del no cumplimiento de la hipótesis de desregulación en el caso español.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Arcas, M.J. (1991): «Estudio de la asociación entre riesgo sistemático del mercado y determinadas variables contables». *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XX, N. 66, págs. 126-150.

Barth, J.R., G. Caprio Jr. and R. Levine (2004): «Bank regulation and supervision: What works best?». *Journal of Financial Intermediation,* Vol. 13, págs. 205-248.

Beattie, V.A., P.D. Casson, R.S. Dale, W.G. McKenzie, C.M. Sutclife y M.J. Turner (1995):): «Banks and bad debts: Accounting for international losses in international banking». *John Wiley & Sons Eds*.

Beatty, A., B. Ke y K. R. Petroni (2002): «Earning management to avoid earnings declines across publicly and privately held banks». *The Accounting Review,* Vol. 77, N. 3, págs. 547-570.

Beaver, W., P. Kettler y M. Scholes (1970): «The association between market determined and accounting determined risk measures». *The Accounting Review*, págs. 654-682.

Beck, T., A. Demirgüc-Kunt y R. Levine (2003): «Bank concentration and crisis». Mimeo, World Bank.

Benston, G., R. Eisenbeis, P. Horvitz, E. Kane y G. Kaufman (1986): «Perspectives on safe and sound banking: past, present and future». *MIT Press, Cambridge, MA.*

Boyd, J.H. y D' Nicolo (2003): «Competition and bank risk revisited». University of Minnesota, mimeo.

Caprio, G. y D. Klingebiel (1996): «Bank insolvencies: cross-country experience». World Bank Policy and Research WP 1574.

Cebenoyan, A.S., E.S. Cooperman y CH.A. Register (1995): «Deregulation, reregulation, equity ownership and S&L risk-taking». *Financial Management*, Vol. 24, N. 3, págs. 63-76.

Cebenoyan, A.S., E.S. Cooperman y CH.A. Register (1999): «Ownership structure, charter value and risk-taking behavior for thrifts». *Financial Management*, Vol. 28, N. 1, págs. 43-60.

Cordell, L.R., G.D. Macdonald y M.E. Wohar (1993): «Corporate ownership and the thrift crisis». *Journal of Law and Economics*, Vol. 36, págs. 719-756.

Cuervo, A., A. Calvo, J.A. Parejo y L. Rodríguez (2002): «Manual del sistema financiero español». 15ª edición, *Editorial Ariel Economía*.

Chari, V. y R. Jagannathan (1988): «Banking panics, information and rational expectations equilibrium». *Journal of Finance*, Vol. 43, N. 3, págs. 749-763.

Davis, E.P. (2000): «Financial stability in the Euro area: some lessons from US financial history». Special paper, nº 123, LSE Financial markets Group.

Delgado, J., D. Pérez y V. Salas (2003): «Especialización crediticia y resultados en la banca europea». *Estabilidad Financiera*, N. 5, págs. 273-294.

Demirgüc-Kunt, A. y E. Detragiache (2002): «Does deposit insurance increase banking system stability? An empirical investigation». *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49, págs. 1373-1406.

Demsetz, M. (1983): «The structure of ownership and the theory of the firm». *Journal of Law and Economics*, Vol. XXVI, págs. 375-390.

Demsetz, M. y K. Lehn (1985): «The structure of corporate ownership: causes and consequences». *Journal of Political Economy*, Vol. 93, N. 6, págs. 1155-1177.

Diamond, D.W. y P.H. Dybvig (1986): «Banking theory deposit insurance and bank regulation». *Journal of Business*. Vol. 59, N. 1, págs. 55-68.

Doménech, R. (1992): «Medidas no paramétricas de eficiencia en el sector bancario español». *Revista Española de Economía*, Vol. 9, N. 2., págs. 171-196.

Ergungor, O.E. (2004): «Market-vs. bank-based financial systems: Do rights and regulations really matter?». *Journal of Banking and Finance*, en prensa.

Esty, B. (1997): «Organizational form and risk taking in the savings and loan industry». *Journal of Financial Economics*, N. 44, págs. 25-55.

Fraser, D.R. y A. Zardkoohi (1996): «Ownership structure, deregulation and risk in the savings and loan industry». *Journal and Business Research*, N. 37, págs. 63-69.

Fernández de Lis, S., J. Martínez y J. Saurina (2000): «Crédito bancario, morosidad y dotación de provisiones para insolvencias en España». *Boletín Económico del Banco de España*, noviembre, págs. 1-11.

Freixas, X. y J.Ch. Rochet (1999): «Economía bancaria». *Antoni Bosch Editor.*

García, T. y D. Robles (2003): «Determinantes del risk-taking en las entidades financieras españolas: ¿estructura de la propiedad o tamaño?» *Revista de Economía Financiera,* N. 1, págs. 37-61.

Grossman, R. (1992): «Deposit insurance, regulation and moral hazard in the thrift industry: evidence from the 1930s». *American Economic Review* 82, págs. 800-821.

Hadaway, B.L. y S.C. Hadaway (1984): «Implications of savings and loan conversions in a deregulated world». *Journal of Bank Research*, N. 15, págs. 44-55.

Heckman, J.J. (1979): «Sample selection bias as a specification error». *Econométrica*, Vol. 47, N. 1, págs. 153-161.

Hellman, T., K. Murdock y J.E. Stiglitz (2000): «Liberalization, moral hazard in banking and prudential regulation: Are capital controls enough?». *American Economic Review*, Vol. 90, págs. 147-165.

Hsiao, C. (1986): «Analysis of panel data analysis». *Cambridge University Press.*

Jensen, M.C. y N.H. Meckling (1976): «Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure». *Journal of Financial Economics*, N. 3, págs. 305-360.

Jensen, M.C. y N.H. Meckling (1979): «Rights and production functions: An application to labor-managed firm and codetermination». *Journal of Business,* Vol. 52, N. 4, págs. 469-506.

Kane, E. (1985): «*The gathering crisis in federal deposit insurance*». MIT Press, Cambridge, MA.

Karels, G.V. y C. McClatchey (1999): «Deposit Insurance and risk-taking behavior in the credit union industry». *Journal of Banking and Finance*, Vol. 23, págs. 105-134.

Kaufman, G. (1999): «Helping to prevent banking crisis: taking the "state" out of state banks». *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies,* Vol. 2, págs. 83-98.

Keeley, M.C. (1990): «Deposit insurance, risk and market power in banking». *The American Economic Review*, Vol. 80, N. 5, págs. 1183-1200.

La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes y A. Shleifer (2002): «Government ownership of banks». *Journal of Finance*, Vol. 57, págs. 265-301.

Lamm-Tennant, J. y L.T. Starks (1993): «Stock versus mutual ownership structures: The risk implications». *Journal of Business*, Vol. 33, N. 1, págs. 29-46.

Lozano, A**.** (1997): «Profit efficiency for spanish savings banks». *European Journal of Operational Research*, Vol. 98, págs. 382-395.

Masulis, R.W. (1987): «Changes in ownership structure conversions of mutual savings and loans to stock charter». *Journal of Financial Economics*, N. 18, págs. 29-59.

Maudos, J. (1996): «Eficiencia, cambio tecnológico y productividad en el sector bancario español: una aproximación de frontera estocástica». *Investigaciones Económicas*, Vol. 20, N. 3, págs. 339-358.

Maudos, J., J.M. Pastor y F. Pérez (2002): «Competition an d efficiency in the spanish banking sector: The importance of specialization». *Applied Financial Economics*, N. 12, págs. 505-516.

Mayers, D.W. y C. JR. Smith (1986). «Ownership structure and control. The mutualization of stock life insurance companies». *Journal of Financial Economics*, Vol. 16, págs. 73-98.

Mayers, D.W. y C. JR. Smith (1988): «Ownership structure across lines of property-casualty insurance». *Journal of Law and Economics*, Vol. XXXI, págs. 351-378.

Melle, M. y J.A. Maroto (1999): «Una aplicación del gobierno de empresas: incidencia de las Administraciones Públicas en las decisiones asignativas de las cajas de ahorros españolas». *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, Vol. 8, págs. 9-40.

Merton, R.C. (1977): «An analytic derivation of the cost of deposit insurance and loan guarantees: An application of modern option pricing theory». *Journal of Banking and Finance*, Vol. 1, págs. 3-11.

O'Hara, M. (1981): «Property rights and the financial firm». *Journal of Law and Economics*, Vol XXIV, págs. 317-332.

O'Hara, M y W. Shaw (1990): «Deposit Insurance and Wealth Effects The Value of Being Too Big to Fail». *Journal of finance*, Vol. 45, págs. 1587-1600.

Pastor, J.M. (1995): «Eficiencia, cambio productivo y cambio técnico en los bancos y cajas de ahorros españolas: un análisis de la frontera no paramétrico». *Revista Española de Economía*, Vol. 12, N. 1, págs. 33-73.

Qiian, J. y P.E. Strahan (2003): «How law & and institutions shape financial contracts: the case of bank loans». Mimeo, Boston College.

Rasmusen, E. (1988): «Mutual banks and stock banks». *Journal of Law and Economics*, Vol. XXXI, págs. 395-421.

Salas, V. y J. Saurina (2002): «Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks». *Journal Financial Services Research,* Vol. 22 (3), págs. 203-224.

Salas, V. y J. Saurina (2003): «Deregulation, market power and risk taking in Spanish banks». *European Economic Review,* Vol. 47, págs. 1061-1075.

Sapienza, P. (2004): «The effects of government ownership on bank lending». *Journal of Financial Economics*, Vol. 72, págs. 357-384

Saunders, A., E. Trock y N. Travols (1990): «Ownerhsip structure, deregulation and bank risk taking». *Journal of Finance*, Vol. 45, N. 2, págs. 643-654.

Saurina, J. (1997): «Desregulación, poder de mercado y solvencia en la banca española». *Investigaciones Económicas*, Vol. 21, págs. 3-27.

Saurina, J. (1999): «Alisamiento del beneficio de las cajas de ahorros españolas. Una primera mirada». *Moneda y crédito*, N. 209, págs. 161-194.

Schrand C. y H. Unal (1998): «Hedging and coordinated risk management: Evidence from thrift conversions». *Journal of Finance*, Vol. 53, N. 3, págs. 979-1013.

Smith, C.W. y J.B. Warner (1979): «On Financial Contracting: An Analysis of Bond Covenants». *Journal of Financial Economics*, N. 7, págs. 117-161.

Verbrugge, J.E., W.L. Megginson y W.L. Owens (1999): «State ownership and the financial performance of privatizaed banks: An empirical analysis». *Federal Reserve Bank of Dallas Conference on Bank Privatization*, Washintong, D.C..

Vives, X. (1994): «Desregulación y reforma regulatoria en el sector bancario». *Papeles de Economía Española*, N. 58, págs. 2-13.

Williams, Z. (1998): «CEO control and project selection: Evidence from mutual thrift conversions». *Haas School of Business. University of California. Berkeley.*

The use of permanent and temporary jobs across Spanish regions: Do unit labour cost differentials offer an explanation?*

J. Ignacio García Pérez
U. Pablo de Olavide, FEDEA & FCEA
Yolanda Rebollo Sanz
U. Pablo de Olavide

Abstract

We study the use of permanent and temporary contracts across Spanish regions during the period 1995-2002. First we show that there are significant differences among the regional rates of permanent employment and these differences tend to persist over time. To understand the underlying factors behind these observed differences we estimate a panel data binary choice model for the individual probability of having a permanent contract. Our main results are that unit labour cost differentials, and thus labour productivity and total labour cost differentials, partially explain the divergence of regional permanent employment rates. Moreover, compared to the influence of regional fixed effects and other possible explanations such as sector specialisation or the presence of small firms in the region, unit labour costs are the main individual factor explaining the observed variance in the permanent employment rate across Spanish regions, once all the relevant heterogeneity is taken into account. Our main conclusions also hold when we estimate the incidence of unit labour costs on the permanent employment rate at a more aggregate level.

Introduction

The recent evolution of the Spanish labour market seems to indicate that since the introduction of fixed-term or temporary con-

* We wish to thank J.F. Jimeno and two referees for all their helpful suggestions. We also wish to thank all the participants in the seminars at Centro de Estudios Andaluces and CEMFI for their comments. The financial support of the Ministry of Education (SEC2003-04028/ECO) is also gratefully acknowledged. Of course, any remaining errors are our responsibility.

tracts it has been difficult to substitute them for permanent ones. During the 1990s the Spanish government implemented various labour market reforms aimed at reducing the presence of fixed-term contracts among employees, yet the permanent employment rate has only experienced a slight increase of around three percentage points during the period 1995-2002. Moreover, this small change has taken place in a favourable environment characterised by a high economic growth and a decline in the bargaining power of labour unions. In this paper we analyse the causes behind this low permanent employment rate and the low elasticity of permanent job creation to the institutional reforms made during the 1990s in Spain. The surge of fixed-term contracts is related to the firm's desire to reduce total labour costs in relation to output and therefore it may be argued that the markedly high rate of temporality in Spain should be related, besides other covariates, to the behaviour of total labour costs and labour productivity. During the period analysed, unit labour costs permanently increased at an annual average rate of 1.3%. This means that labour productivity grew at a lower rate than total labour compensation per employee, reducing the chances of increasing permanent employment during the upturn of the 1995-2002 period. In fact, one of the main results obtained in this paper is that, on average, when unit labour costs increase by 1% the individual probability of being working under a permanent contract declines by more than 1%.

During the second half of the 1970s and the early 1980s Spain had one of the tightest labour markets in Europe and its unemployment rate was one of the highest –over 20%. This led Spanish policy makers to implement flexibility measures such as the well-known 1984 labour reform. The flexibilization strategy implemented at that time is a perfect example of what are known as two-tier selective labour market policies. Broadly speaking, this reform consisted of introducing the possibility of hiring workers on flexible, fixed-duration contracts. The objective was to foster job creation in order to reduce the high unemployment rate. As a result of this reform, temporary contracts increased from 18% in 1987 to 33% in 1994 and this rapid increase positioned Spain as the European country with the highest rate of temporary employment. In 1994, 1997 and 2001 new changes were introduced in the regulation of the labour market aimed at reducing the scope for using fixed-term contracts by, among other measures, reducing the firing

costs for permanent employees. However these institutional reforms have hardly affected the use of temporary contracts and in 2002 they still represented 30.8% of total contracts in Spain while in the European Union this rate was almost three times lower, around 13%.

From a theoretical point of view, certain supply and demand factors may be behind the rise of fixed-term employment. From a worker's perspective, there are essentially two opposing ways of considering these types of contracts. They can be viewed as a springboard towards more stable positions (Booth, Francesconi and Frank, 2002; Varejao and Portugal, 2002) and, especially for young workers, they might represent a temporary position to accumulate job experience. Secondly, they can be viewed as a permanent condition not necessarily ending in a permanent job. This second case represents a valid alternative only if it compensates the uncertainty intrinsic to temporary contracts by offering a higher wage. Given the experience in Spain we consider, however, that the use of temporary contracts is motivated by employer choices rather than worker preferences for temporary jobs. Permanent contracts are at least as desirable as temporary ones from the worker's point of view, in terms of both job stability and wage gains. There is to our knowledge no evidence suggesting that temporary workers are offered a wage premium that compensates for the higher separation risks. On the contrary, the Spanish experience at hand indicates that there is a clear *wage penalty* associated with temporary employment (Jimeno and Toharia 1993; De La Rica, 2004; García Pérez and Rebollo, 2005). It is also unlikely that the rise in temporary employment is driven by worker preferences regarding flexibility. For instance, Guell (2003) shows that during the period 1987-1994 the use of temporary contracts was involuntary for around 89% of workers. This is also confirmed by the information provided by the Spanish Labour Force Survey, which shows that during 1987-2002 as much as 85% of temporary workers reported that they had a temporary job because they could not find a permanent one. This survey also indicates that the proportion of temporary jobs for seasonal reasons is fairly low and has remained unaffected during the different labour market reforms carried out during the 1990s.

Hence, demand factors together with certain institutional reforms better explain the Spanish composition of employment by

type of contract. From a microeconomic perspective there are alternative reasons why a firm may offer a temporary job. Firstly, a fixed-term contract can be used as a transitory situation in which employers may observe worker's productivity. For instance, *matching* models point out that this type of contract may be a mechanism through which firms screen different workers to ascertain the best match, because the true value of the match is revealed only after the match is formed. Secondly, these contracts are a more flexible instrument to adapt employment to the negative shocks faced by the firm. But, basically, the success of fixed-term contracts is based on the fact that they imply lower labour costs for the firm, mainly through a reduction in firing costs. Besides, temporary workers are characterised by a lower level of unionisation. Thirdly, as efficiency wage models point out (Guell, 2003), the use of fixed-term contracts to fill permanent positions may be part of the firm's personnel policy. In this framework, firms may choose different combinations of wages and turnover in a context where costly monitoring and training are likely to be associated with a high wage. Firms prefer one type of strategy to the other depending on several factors such as their technology, skills and cost structure.

Given the rapid upsurge of temporary contracts on the Spanish labour market and the different reforms carried out during the 1990s, Spain provides an interesting case of study. The reforms of the 1990s sought to reduce the gap between the firing costs of temporary and permanent contracts and therefore tried to influence the steady state composition of the employment by type of contract (see Dolado, García-Serrano and Jimeno, 2002). An intriguing aspect of the Spanish experience is that the reforms carried out during that period had less effect than expected.

One way to obtain a deeper understanding of the persistent low permanent employment rate in Spain is to consider regional dispersion during the last decade. The important differences in this ratio across Spanish regions might explain the observed behaviour of the national permanent employment rate. Regions such as Andalusia and the Canary Islands had rates of around 58-61% in 2002, while in regions such as La Rioja and Madrid it was 20 percentage points higher and closer to European standards and these differences have hardly changed. Consequently, these differences may be related to divergences in the steady state employment com-

position across regions. Broadly speaking, the steady-state composition of employment by type of contract may differ between regions due to differences in the labour force composition, in relative productive specialisation, in productivity levels and in labour costs within sectors. Nevertheless, in this paper we hypothesize that one important determinant of these differences is labour productivity and subsequently unit labour cost differentials. Therefore, we proceed to analyse how much of the differences in permanent employment may be attributed to "steady state differentials" and in particular the role played by unit labour cost differentials.

We study the determinants of the apparent lack of sensitivity of permanent contracts to the institutional reforms made during the 1990s taking advantage of the time, regional and sector variability of the Spanish economy. We firstly use a binary choice panel data model to estimate the individual probability of working under a permanent contract. To account for unobserved heterogeneity, we estimate a random effect *logit* model. One of the advantages of using panel data model is that they allow measuring the role of regional and sector fixed effects in explaining the observed divergences in the regional permanent employment rate. From this model we estimate the elasticity of the individual probability of having a permanent contract relative to unit labour costs and compute the role of this covariate in the regional variance of the permanent employment rate. From our results we obtain an estimated elasticity of –1.24. That is, a 1% increase in unit labour costs, other things equal, reduces the probability of having a permanent contract by 1.24%. Furthermore, we find that unit labour costs are the main individual factor explaining the observed variance of this probability, once all the relevant heterogeneity is controlled for. Finally, to check for the robustness of our results, we include an additional estimation at a more aggregated level and we obtain that when unit labour costs increase by one percentage point, the permanent rate of employment decreases by almost the same amount.

The paper is organised as follows. First, we briefly review previous research, emphasising those papers that focus on the Spanish case. In the second section we describe the data used and offer some previous statistics of our sample. Section III describes the econometric approaches used and the main results and Section IV presents our main conclusions.

1. PREVIOUS RESEARCH ON TEMPORARY EMPLOYMENT

Since the 1980s, when temporary contracts emerged in Spain as an instrument to increase labour market flexibility, there has been a significant and ever-growing literature on fixed-term contracts and their implications for the labour market. Given that the effects of temporary contracts on labour market performance have not always been as expected, this issue is nowadays an object of debate not only for Spanish economists but also for their European and American counterparts, an indication of its international relevance.

From the efficiency perspective it is important to understand the role played by a temporary contract. In the case of temporary contracts used as a screening device to obtain the best match they will make productivity rise. In this sense, both types of contracts could be considered as complements (Hernanz 2003; Amuedo-Dorantes and Malo, 2005) Similarly, they can have a positive effect on work effort if the worker perceives that the rehiring probability depends on actual productivity. On the contrary, when temporary contracts are merely used to substitute permanent employees, productivity will tend to fall (Güell, 2000). For instance, this is the case when jobs require specific human capital investment and the investment decision depends on the expected duration of the job or in other types of activities where the provision of incentives is important to increase worker productivity. Albert, García-Serrano and Hernanz (2002) show that workers holding temporary contracts are less likely to be employed in firms providing training. Besides, once workers are employed in firms providing firm-based training, having a temporary contract also reduces the probability of being chosen to participate in training activities. Bentolila and Dolado (1994) also analyse the Spanish situation and argue that the higher labour turnover derived from increased labour flexibility may have a negative impact on long-term productivity as they find a negative correlation between the capital-labour ratio and the proportion of temporary employment. Their argument is that the short tenure inherent in temporary contracts discourages investment in human capital on the part of both firms and workers. Similarly, Jimeno and Toharia (1992) provide evidence of a negative correlation between temporary employment and productivity growth in Spanish manufacturing firms. More recently, Güell and Petrongolo (2003) offer new empirical evidence that sup-

ports this argument since they point out that in Spain, firms use fixed contracts as an alternative to the use of permanent contracts. They show that the rate of conversion of temporary contracts into permanent contracts decreased from 18% in 1987 to 5% in 1996 although it rose to 14% in 2001.

The most evident effects of the surge of temporary employment from the equity point of view are higher worker and job turnover rates. This implies important negative effects, since job mobility tends to concentrate on the same group of workers[1]. Some authors have expressed concern regarding the quality of the stock of jobs and the lack of opportunities for career advancement associated with temporary work (Farber, 1999; Arulampalan and Booth, 1998). The idea is that temporary jobs may be related to unstable jobs, which implies uncertainty in terms of the future income of the worker, especially when this situation persists for long time. Besides, this evolution towards a more flexible labour market has started to reduce unemployment without harming the so-called "insiders" who are protected by high job security. Hence, it has increased the dualism of the Spanish labour market (Bentolila and Dolado, 1994; Saint Paul, 1996, Toharia, 2002). As segmented-market models demonstrate, there are two sectors within the labour market. On the one hand, a *primary sector* characterised by workers with permanent contracts and with a strong influence on the collective bargaining process. These have stable jobs, high wages and high chances of internal promotion. The *secondary sector,* on the other hand, consists of workers with fixed-term contracts, lower wages, low internal mobility and without presence in the bargaining process.

Part of the recent literature on labour markets has focused on the study of the determinants of the rate of permanent to temporary employment and point out that this ratio is correlated to labour productivity and/or total labour costs. For instance, Wasmer (1999) extends the matching framework of Pissarides' Equilibrium Unemployment Theory and proves that macroeconomic factors such as productivity growth and labour force growth have an impact on the relative demand for temporary contracts, beyond the need for staff flexibility. He shows that firms face a trade-off between paying high

1. We have already analysed this issue in a previous paper and have found that job mobility is more common among women, young and low educated workers and may impose important wage costs (García-Pérez and Rebollo, 2005).

turnover costs and having stable workers, or paying low turnover costs but being more frequently engaged in the search process. In this context, higher productivity means higher expected profits, which induces further hiring today, since hiring costs indexed to productivity growth are lower if paid today. This is called the *capitalization effect* of growth and implies that when productivity growth is high, firms want to retain workers by offering them long-term contracts. This author evaluates the relative importance of productivity growth and shows that when this growth rate declines from 4% to 0% the share of short-term jobs increases from 0.5% to 10%. Dolado *et al.* (2002) use a basic dynamic model to offer a more detailed analysis of the determinants of the equilibrium ratio of temporary to permanent employment. They argue that the equilibrium ratio of temporary to permanent employees is mainly determined by the unit labour cost[2] differentials under each kind of contract, the elasticity of substitution between temporary and permanent workers, the volatility of labour demand along the business cycle and the average growth rate. We will base our empirical analysis on this model and test for the dependence of the probability of having a permanent contract on unit labour costs.

Before this, it is also interesting to highlight previous papers that analyse, from a theoretical perspective, the effectiveness of a labour market reform consisting of a reduction of firing costs in order to reduce the share of temporary workers (Blanchard and Landier, 2002; and Kugler, Jimeno and Hernanz 2003). Interestingly, Blanchard and Landier (2002) show that in countries with little employment protection, such as the United States and the United Kingdom, the proportion of the workforce with fixed-term contracts is relatively low and fairly stable while in countries characterised by high levels of employment protection, such as Spain, France and Italy, the proportion of temporary workers doubled during the 1990s. Kugler, Jimeno and Hernanz (2002) develop a simple dynamic matching model similar to Blanchard and Landier (2002) but they endogenize dismissals and introduce payroll taxes in order to analyse the Spanish labour market reform of 1997. In their model the demand for permanent and temporary employment depends on two productivity thresholds that depend, among other things, on dismissal costs and payroll taxes. The values of these thresholds are used

2. They distinguish three components within the concept of labour costs: wages, firing costs and hiring costs.

to derive the steady-state values of temporary and permanent employment. Their model suggests that a reduction in dismissal costs for permanent workers increases hiring and firing and therefore has an ambiguous effect on unemployment. On the contrary, a reduction in firing costs for permanent contracts increases the rate of conversions from temporary to permanent contracts and reduces wage differentials. Their empirical results suggest that the reform of 1997 increased permanent employment probabilities for young workers as opposed to middle-aged workers. They also show increases in the relative transitions from unemployment to permanent employment for young and older men and from temporary to permanent employment for young men and women after the reform. The reason why this reform mainly affected young workers is that the reduction in dismissal costs and payroll taxes increased both hiring and dismissals for older men, while in the case of young workers it had a positive effect on the hiring margin and little effect on dismissals. They estimate the elasticity of permanent employment to non-wage labour costs and find a fairly elastic response of permanent employment to non-wage labour costs for younger workers, for whom the payroll tax reduction was more important.

Summarising, the achievement of labour market flexibility through the expansion of fixed-term contracts has not been as successful as was initially expected, since it has also brought about efficiency and equity costs. Theoretical models show that labour productivity and total labour costs influence the equilibrium permanent employment rate and therefore our purpose is to analyse whether the behaviour of unit labour costs may help to explain the low permanent employment rate. In our case we make use of the regional differences in labour productivity and total labour costs and we investigate whether these differences are behind the observed divergences in the permanent employment rate across Spanish regions.

2. DATA AND DESCRIPTIVE STATISTICS

This paper uses three different data sources: the Spanish Labour Force Survey (*Encuesta de Población Activa, EPA* hereafter), the Regional Accounting Dataset (*Contabilidad Regional de España, CRE* hereafter) and the European Community Household Panel (*ECHP*,

hereafter). These three databases offer us the two levels of information we need in our study, individual and region-industry data. The *EPA* has information regarding the personal and labour characteristics of individuals while from the *CRE* we derive information regarding the production characteristics of the sector and the location where the individual works. Finally, since the *EPA* does not offer earnings information we use the *ECHP* to control for the earnings differential between temporary and permanent jobs.

Our sample includes individuals surveyed between 1995 and 2002, covering more than a full cycle of the Spanish economy. We have selected non-farm employed workers between 16 and 65 years of age and have excluded the self-employed. Given that the *EPA* has a rotating structure that follows individuals for a maximum of six quarters, replacing one-sixth of the sample every quarter, our sample has a panel structure.

The *CRE* provides annual information on production, employment and total labour costs by sector and region. From this database we take the value added at constant prices, total and salaried employment and total labour costs[3], and construct several aggregate indicators by sector and region. We distinguish eight non-farm productive sectors: *Energy, Manufacturing Industry, Construction, Commerce and Hotels, Transport and Communications, Financial Services, Professional Services and Other Non-market Services*. Apparent labour productivity is measured as the ratio of value added at constant prices and total employment. The total labour costs per employee are calculated as the ratio of total labour costs to salaried employment. The unit labour costs are computed as the ratio of current labour compensation per employee to labour productivity measured in constant prices. We use this variable in our analysis because it takes into account labour productivity differentials in comparison to labour costs. For instance, an increase in unit labour costs implies that total labour costs rise by more than productivity, hence the competitive position of the region-sector deteriorates. From this database we also construct indicators of the regional sector specialisation[4].

---

3. Compensation is a measure of the cost of the employer securing labour services, and is defined as payroll plus supplemental payments. Payroll includes salaries, commissions, dismissal pay, bonuses, vacation and sick leave pay. Supplemental payments include employers´ contributions to Social Security, unemployment insurance taxes and workers´ compensation.

4. We are aware we are combining annual and quarterly data. It is possible that we are not able to represent all the cyclical variability along a year but we think this does not affect the estimation results

The *ECHP* is based on a survey that is carried out annually of a sample of European households, including Spain. It has a panel dimension so it allows the history of individuals during the life of the survey to be followed. Individuals' personal, labour and economic information is obtained, together with various characteristics of the household. Most of these variables describe the individual's and household's situation at the moment of the interview, including labour earnings. This database provides an estimation of individual wages, which will be used to compute the wage gap between permanent and temporary employees.

2a. Descriptive Analysis

We start out our descriptive analysis by considering the trends in the percentage of permanent contracts for Spain during the period 1995-2002. To illustrate the regional dispersion, Figure 1 shows the percentage of permanent contracts for each region in the years 1995 and 2002. We observe that the permanent employment rate increased slightly by around 4 percentage points. Consequently, despite the institutional labour reforms of the 1990s and the economic upturn of the period, in 2002 Spain still had a low permanent employment rate compared to the European average.

Those regions located over the black line experienced a positive growth in permanent employment while those located under the black line experienced a negative change. As can be seen, the south-

Figure 1.
Rate of Permanent Employment, Spanish Regions (EPA, 1995-2002)

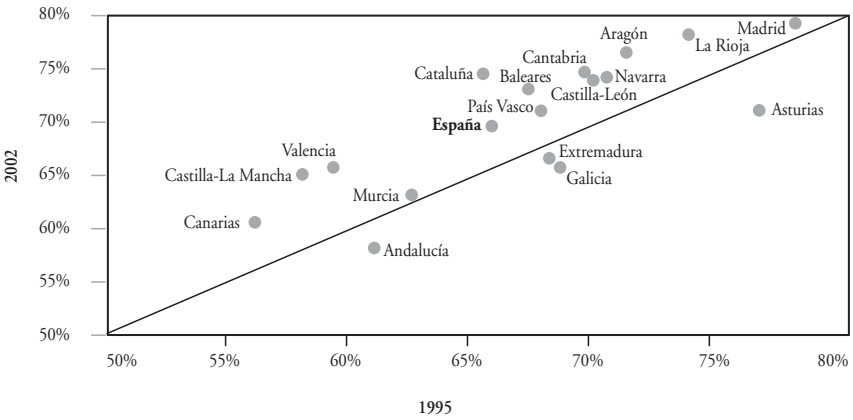


Table 1.
Percentage of permanent contracts by personal characteristics, Spanish Regions (average 1995-2002, EPA)

	Age				Gender		Studies				
	18-24	25-30	30-40	40-55	Men	Woman	No Studies	Primary	Secondary	Superior (short-term)	Superior (long term)
Spain	**29.1%**	**54.9%**	**73.6%**	**83.7%**	**69.8%**	**65.4%**	**64.4%**	**63.9%**	**69.9%**	**76.8%**	**77.3%**
Andalusia	21.6%	43.1%	64.4%	77.0%	60.8%	56.6%	72.0%	52.5%	63.4%	75.7%	72.7%
Aragon	31.4%	60.3%	78.1%	86.7%	75.8%	68.3%	83.4%	70.9%	72.3%	82.8%	77.6%
Asturias	30.5%	54.3%	76.8%	89.5%	75.4%	72.7%	74.1%	71.8%	74.4%	79.4%	76.9%
Balearic Islands	32.3%	63.8%	77.1%	84.7%	70.9%	71.2%	62.2%	68.5%	72.1%	74.3%	79.3%
Canary Islands	24.0%	45.7%	64.8%	76.5%	61.1%	57.5%	78.4%	53.8%	63.5%	80.5%	70.9%
Cantabria	26.2%	51.0%	74.5%	89.3%	72.8%	70.3%	61.1%	68.6%	73.7%	77.6%	76.6%
Castilla-León	27.3%	51.5%	75.7%	85.4%	72.8%	67.4%	52.5%	67.3%	72.3%	75.9%	76.8%
Castilla-La Mancha	27.3%	50.9%	67.6%	76.2%	62.5%	58.2%	74.1%	54.8%	70.7%	77.4%	74.2%
Catalonia	29.3%	61.9%	78.6%	79.2%	73.7%	67.2%	60.5%	67.8%	71.3%	71.7%	78.6%
Valencia	25.1%	51.8%	67.6%	82.5%	63.9%	58.5%	61.3%	57.8%	64.3%	78.3%	71.9%
Extremadura	34.9%	53.6%	69.4%	90.1%	65.2%	64.9%	71.3%	58.3%	74.2%	78.1%	78.8%
Galicia	25.2%	50.1%	71.3%	79.4%	66.8%	65.4%	78.6%	62.4%	68.1%	78.2%	75.7%
Madrid	43.8%	68.3%	83.2%	90.6%	80.9%	76.6%	61.9%	76.6%	78.2%	82.8%	84.4%
Murcia	24.2%	49.8%	69.8%	79.2%	64.8%	57.2%	80.7%	56.3%	65.5%	74.5%	73.2%
Navarra	31.8%	57.5%	78.1%	89.3%	75.7%	69.3%	78.4%	74.3%	72.9%	73.2%	70.4%
Basque Country	21.1%	45.8%	73.6%	86.5%	72.8%	62.5%	73.3%	68.7%	66.1%	71.1%	68.8%
Rioja	35.2%	58.0%	80.1%	87.7%	75.0%	71.7%	64.7%	72.2%	74.2%	78.9%	75.9%

Table 2.
Percentage of permanent contracts by labour characteristics, Spanish Regions (average 1995-2002, EPA)

	Firm Size			Occupation Skill			Hours of work		Firm's Ownership	
	Small	Medium	Big	High	Medium	Low	Full-Time	Part-Time	Public	Private
Spain	**59.6%**	**68.3%**	**79.6%**	**80.1%**	**69.8%**	**59.2%**	**70.2%**	**43.6%**	**86.6%**	**64.4%**
Andalusia	67.6%	72.1%	80.3%	77.8%	62.3%	47.9%	61.4%	32.1%	77.9%	51.7%
Aragon	49.6%	63.0%	76.2%	80.8%	72.1%	67.9%	74.7%	55.5%	82.9%	69.5%
Asturias	66.6%	73.1%	83.3%	84.9%	71.4%	69.9%	75.9%	51.0%	86.9%	69.2%
Balearic Islands	67.3%	76.8%	79.1%	81.0%	73.2%	63.2%	71.7%	58.5%	84.2%	67.8%
Canary Islands	53.0%	63.7%	70.8%	75.9%	63.9%	49.2%	61.4%	39.3%	76.6%	54.1%
Cantabria	64.0%	72.7%	82.8%	82.3%	71.1%	67.9%	73.1%	51.2%	82.9%	69.4%
Castilla-León	64.3%	72.5%	82.7%	81.9%	71.9%	64.7%	62.6%	47.1%	82.0%	66.0%
Castilla-La Mancha	56.3%	63.9%	77.6%	78.1%	70.6%	50.5%	73.9%	42.4%	75.9%	56.0%
Catalonia	61.3%	71.9%	78.6%	81.1%	70.6%	66.5%	71.9%	43.7%	82.9%	69.3%
Valencia	58.1%	64.8%	72.6%	75.9%	65.3%	53.9%	63.7%	44.6%	77.2%	58.5%
Extremadura	63.9%	73.6%	80.4%	80.2%	71.6%	52.4%	67.7%	41.1%	73.1%	60.2%
Galicia	61.2%	68.1%	77.3%	80.6%	68.0%	58.1%	67.6%	48.1%	82.7%	61.7%
Madrid	71.8%	78.3%	85.2%	86.0%	78.3%	72.3%	80.1%	50.5%	90.8%	75.2%
Murcia	55.2%	66.8%	75.8%	76.0%	65.9%	53.2%	63.4%	39.8%	81.4%	56.1%
Navarra	70.8%	77.5%	80.1%	77.9%	71.5%	64.4%	75.3%	61.1%	76.9%	73.9%
Basque Country	57.1%	72.8%	79.6%	74.9%	65.6%	68.9%	71.5%	38.4%	79.1%	75.8%
Rioja	72.2%	69.0%	78.1%	82.1%	75.8%	60.5%	74.1%	54.9%	84.5%	71.9%

ern and eastern regions have the lowest permanent employment rate. Within this group we can distinguish those that have an increasing trend such as Castilla-La Mancha, Valencia, Murcia and the Canary Islands, from those whose position has even worsened, such as Andalusia. On the opposite side, we find that the northern regions and Madrid have the highest permanent employment rate. The exceptions are the Basque Country and Galicia, where the permanent employment rate is slightly lower than the national average. This figure also shows that the dispersion in the permanent employment rate hardly decreases during the period analysed: the difference between the minimum and the maximum permanent employment rate remains around 20 percentage points, and the relative position of each region has hardly changed. These results show that the national permanent employment rate conceals regions with low and high rates of permanent employment. In the empirical section we wonder whether these differences may reflect divergences in the steady state composition of employment by type of contract across regions. If this is the case, it could be more efficient to design specific policies to foster permanent employment in regions with low permanent employment rates.

Firstly, we compute the regional rate of permanent contracts based on different personal and labour characteristics (Table 1) and employer characteristics (Table 2) to ascertain whether differences in the composition of the workforce may be behind the observed dispersion in the permanent employment rate across regions. In general terms, it appears that permanent employment is less prevalent among women, less educated workers and youths. Especially relevant is the difference in the permanent employment rate by age: the highest rate of temporality is found for young workers; their percentage of permanent contracts is well below 40% for all regions except Madrid. This type of contract is also less intensively used in private and small firms and in low skill occupations. These descriptive statistics, as stated in previous empirical studies (Bentolila and Dolado, 1994; García and Rebollo 2005), show that temporary employment especially affects certain groups of workers, such as newly employed workers with low educational attainments in small private firms, but not the core of permanent employees.

Secondly, in Table 3 we present the time series of permanent employment by sector from 1995 to 2002. There are sectors such as *Construction* and *Commerce and Hotels* where the permanent employ-

Table 3.
Percentage of Permanent Contracts by sector 1995-2002 (EPA)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	1995-2002*
Energy	83.8%	85.4%	84.1%	82.4%	82.6%	82.9%	81.7%	83.7%	-0.1%
Industry	69.4%	70.1%	68.9%	70.2%	71.2%	72.6%	74.8%	75.1%	5.7%
Construction	36.5%	36.9%	37.8%	37.3%	38.1%	40.5%	42.3%	43.2%	6.7%
Commerce and Hotels	55.7%	57.4%	59.4%	61.2%	63.9%	65.3%	67.5%	67.9%	12.2%
Transp. and Comm.	77.3%	76.5%	75.2%	77.2%	75.6%	74.6%	76.2%	76.3%	-1.0%
Financial Servs.	88.5%	89.2%	88.3%	88.1%	88.2%	88.2%	87.5%	86.1%	-2.4%
Prof. Services	56.7%	59.3%	60.4%	63.8%	69.8%	69.7%	69.5%	71.3%	14.6%
Other Services	75.4%	76.5%	77.9%	77.3%	75.1%	74.5%	73.7%	72.4%	-3.0%

*Differences in percentage points

ment rate is, independently of the region, below the national average. It is striking that in the *Construction* sector the permanent employment rate tends to be about 20-30 percentage points lower than the national average. On the contrary, sectors such as *Energy* and *Financial Services* present the highest permanent employment rate in all cases. Hence, the relative specialisation of each region will be very important in explaining the dispersion of the permanent employment rate across regions.

Table 4 displays the relative sector specialization by region[5]. We expect that those regions highly specialised in activities characterised by a low permanent employment rate, such as *Construction* and *Commerce and Hotels,* will have lower rates of permanent employment. For instance, the southern regions specialise in the *Construction* sector and also face high rates of temporality. Andalusia, Murcia, the Canary Islands and Valencia also specialise in *Commerce and Hotels*. On the contrary, regions with a higher permanent employment rate, such as Rioja, Navarra, Aragon and Madrid, do not specialise in these sectors.

Finally, we consider whether the increase in unit labour costs may partially explain the small change in the permanent employment rate. We focus on unit labour costs because they are a better indicator of business profitability than total labour compensation alone and are the most crucial component of the cost of doing business within a geographical region. Unit labour costs measure labour compensa-

5. The index *relative sector specialisation* measures the level of sector specialisation for each region in relation to the national average. Thus, when this index is larger than one it means that the weight of the sector on regional output is larger than in the national average.

Table 4.
Relative sector specialisation, 1995-2002 EPA

	Energy		Industry		Construction		Commerce and Hotels		Transport and Communicat.		Financial Services		Professional Services		Other Services	
	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002
Andalusia	0.77	0.90	0.66	0.56	1.09	1.12	1.07	1.20	0.96	0.83	0.97	0.78	0.91	0.71	1.18	1.05
Aragon	1.38	0.99	1.21	1.28	0.86	0.80	0.85	0.83	0.90	0.99	1.06	1.04	0.98	0.87	0.97	1.03
Asturias	3.56	3.46	0.91	0.93	0.79	0.97	0.95	0.96	1.24	1.07	0.92	0.74	0.80	0.83	0.99	1.01
Balearic Islands	0.90	1.00	0.46	0.47	0.88	1.26	1.87	1.56	1.56	1.32	0.91	0.99	1.14	0.97	0.75	0.89
Canary Islands	0.88	0.80	0.35	0.32	1.01	1.27	1.58	1.54	1.31	1.15	0.69	0.63	1.00	0.83	1.05	0.99
Cantabria	1.17	0.94	1.26	1.02	1.16	1.13	0.87	0.95	0.77	1.03	0.55	0.75	0.87	0.82	0.93	1.00
Castilla-León	1.73	1.59	0.92	0.92	1.04	1.04	0.85	0.84	0.97	0.95	0.91	0.93	0.88	0.68	1.09	1.12
Castilla-La Mancha	0.71	0.95	1.01	1.09	1.52	1.12	0.75	0.84	0.85	0.90	0.92	0.84	0.72	0.95	1.05	1.01
Catalonia	0.91	0.82	1.24	1.44	0.86	0.85	1.01	0.92	0.89	1.04	1.04	1.13	1.20	1.23	0.85	0.89
Valencia	0.47	0.80	1.41	1.28	0.87	1.07	1.06	1.09	0.90	0.89	1.01	0.81	0.99	0.95	0.76	0.78
Extremadura	1.43	1.28	0.39	0.50	1.55	1.34	0.98	0.92	0.69	0.61	1.02	1.18	0.71	0.63	1.31	1.36
Galicia	1.10	1.44	0.93	1.03	1.17	1.07	1.00	0.92	1.06	0.93	1.03	0.89	0.83	0.82	0.99	1.03
Madrid	0.74	0.87	0.80	0.73	0.75	0.73	0.80	0.85	1.62	1.68	1.62	1.66	1.67	2.04	1.06	0.96
Murcia	0.84	1.03	1.04	0.99	1.13	1.15	1.09	1.20	0.93	0.74	0.52	0.77	0.81	0.86	0.96	0.91
Navarra	0.69	0.66	1.65	1.56	0.73	0.61	0.73	0.74	0.47	0.68	1.12	1.09	0.78	0.77	0.93	1.04
Basque Country	0.54	0.48	1.47	1.49	0.69	0.57	0.75	0.83	0.92	0.99	0.86	0.96	1.17	1.14	0.95	0.93
Rioja	0.39	0.34	1.97	1.70	0.66	0.70	0.75	0.85	0.47	0.49	1.37	1.30	0.64	0.77	0.74	0.87

Table 5.
Unit labour cost by region 1995-2002 (CRE)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	1995-2002*	1995-2002**
Spain	**57.1%**	**60.6%**	**61.6%**	**63.2%**	**65.0%**	**66.2%**	**67.3%**	**67.6%**	**1.3%**	**10.5%**
Andalusia	57.5%	59.9%	62.0%	63.0%	64.8%	65.7%	66.1%	67.8%	1.3%	10.3%
Aragon	58.5%	61.9%	63.0%	65.4%	67.1%	68.2%	68.5%	69.0%	1.3%	10.5%
Asturias	58.8%	61.1%	63.6%	64.8%	66.4%	67.4%	68.7%	66.1%	0.9%	7.3%
Balearic Islands	58.4%	61.6%	63.7%	66.3%	67.6%	69.9%	70.9%	63.5%	0.6%	5.1%
Canary Islands	58.0%	61.9%	63.0%	64.1%	65.3%	65.9%	66.8%	64.5%	0.8%	6.5%
Cantabria	57.5%	60.8%	62.2%	65.2%	68.3%	68.7%	69.3%	70.3%	1.6%	12.8%
Castilla-León	56.9%	61.3%	61.7%	63.3%	64.9%	66.9%	66.8%	68.3%	1.4%	11.4%
Castilla-La Mancha	55.7%	60.1%	59.9%	61.2%	62.4%	63.4%	64.2%	68.0%	1.5%	12.3%
Catalonia	57.1%	59.9%	61.6%	63.6%	65.4%	67.4%	68.8%	66.8%	1.2%	9.7%
Valencia	56.9%	60.6%	61.4%	62.5%	63.8%	64.9%	66.5%	67.7%	1.4%	10.8%
Extremadura	58.6%	62.9%	63.8%	65.4%	67.6%	68.6%	69.8%	72.3%	1.7%	13.7%
Galicia	55.0%	59.6%	60.4%	62.4%	63.7%	65.0%	65.2%	67.8%	1.6%	12.8%
Madrid	59.2%	60.0%	61.8%	62.7%	64.8%	67.0%	68.6%	66.8%	1.0%	7.6%
Murcia	54.1%	58.8%	59.3%	60.7%	62.0%	63.2%	64.9%	66.6%	1.6%	12.5%
Navarra	55.1%	59.6%	59.0%	60.1%	60.9%	62.8%	65.9%	67.3%	1.5%	12.2%
Basque Country	57.3%	60.5%	61.7%	62.4%	64.9%	65.7%	67.5%	68.7%	1.4%	11.4%
Rioja	55.5%	58.5%	59.3%	61.9%	64.6%	64.8%	66.6%	68.5%	1.6%	13.0%

*Average annual growth rate
** Difference in percentage points

tion relative to labour productivity. Therefore, firms with large unit labour costs will find it more profitable to hire temporary workers, all other things being equal. Table 5 represents the behaviour of regional unit labour costs. Unit labour costs rose by 10.5 percentage points along the period 1995-2002. This ratio corresponds to an average annual rate of change of around 1.3 percentage points. When labour productivity increases less than total compensation per employee, unit labour costs increase.

In Figure 2 we represent the relation between unit labour costs and permanent employment rate taking into account the regional and sector variability for the period 1995-2002. This Figure shows that sectors within regions with larger unit labour costs tend to have lower permanent employment rates. In the following econometric section we will try to measure the importance of this relationship controlling for all the observed and unobserved heterogeneity.

To ascertain which component is responsible for the increase in unit labour costs we present in Tables 6 and 7 the apparent labour productivity and the total labour costs per employee respectively. On average, the annual growth rate of apparent labour productivity has been fairly low, at around 0.5%. The total compensation per worker has the same dynamic as unit labour costs since it progressively increased during the period at an annual rate of 3.4% in average terms. Hence, the increase in workers' total labour compensation combined with the low productivity growth pushed up unit labour costs during the second half of the 1990s.

Figure 2.
Permanent Employment Rate and Unit Labour Costs across Spanish Regions (1995-2002)

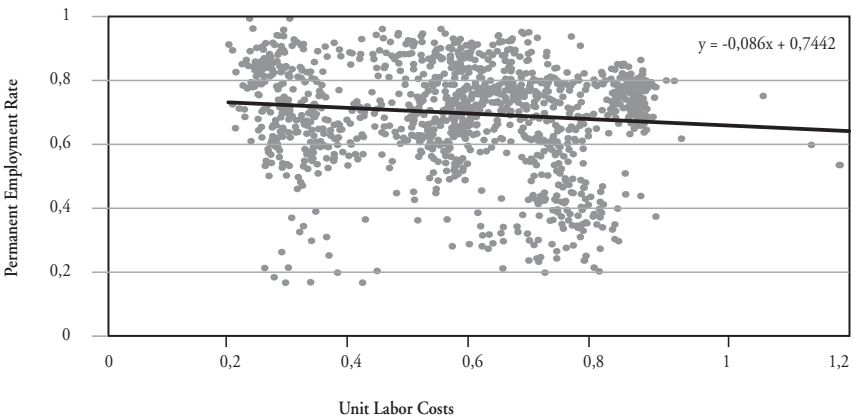


Table 6.
Apparent Labour Productivity, Spain 1995=100 (constant prices, CRE)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	1995-2002*	1995-2002**
Spain	**100**	**101**	**102**	**102**	**102**	**103**	**103**	**104**	**0.5%**	4%
Andalusia	94	95	95	95	94	94	94	98	0.5%	4%
Aragon	99	100	101	101	103	104	105	107	1.0%	8%
Asturias	96	97	97	99	99	99	101	110	1.8%	14%
Balearic Islands	113	112	113	111	113	109	108	112	-0.1%	-1%
Canary Islands	99	98	97	96	95	96	97	104	0.6%	5%
Cantabria	102	101	102	102	103	102	102	109	0.9%	7%
Castilla-León	95	97	99	99	101	103	103	106	1.4%	11%
Castilla-La Mancha	90	90	92	91	93	94	94	96	0.8%	6%
Catalonia	108	108	108	107	107	109	110	109	0.1%	1%
Valencia	92	92	93	93	93	94	95	94	0.3%	2%
Extremadura	77	79	84	83	82	82	83	86	1.1%	9%
Galicia	77	78	81	82	84	84	86	95	2.3%	18%
Madrid	116	119	119	121	121	121	121	127	1.4%	11%
Murcia	89	90	89	88	88	90	90	93	0.5%	4%
Navarra	110	112	115	113	115	116	115	110	0.0%	0%
Basque Country	115	115	117	118	118	120	120	115	0.0%	0%
Rioja	99	103	107	110	107	110	107	101	0.3%	2%

*Average annual growth rate
** Difference in percentage points

Table 7.
Total Compensation by Worker, Spain 1995=100 (current prices, CRE)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	1995-2002*	1995-2002**
Spain	**100**	**104**	**107**	**110**	**113**	**117**	**122**	**127**	**3.4%**	**27.0%**
Andalusia	91	93	95	97	100	103	106	112	2.9%	23.1%
Aragon	102	108	109	112	116	120	125	130	2.8%	22.2%
Asturias	104	107	110	114	116	120	123	132	2.3%	18.6%
Balearic Islands	102	107	112	114	117	120	124	130	2.7%	21.5%
Canary Islands	98	102	104	106	107	111	115	121	2.2%	17.2%
Cantabria	102	107	111	115	120	123	127	135	3.1%	24.5%
Castilla-León	96	102	104	108	112	117	122	126	3.3%	26.7%
Castilla-La Mancha	87	92	92	95	99	103	107	113	2.9%	23.0%
Catalonia	106	111	113	117	119	124	130	135	2.8%	22.4%
Valencia	89	94	97	100	101	105	110	115	3.0%	23.9%
Extremadura	78	84	86	89	91	95	99	104	3.4%	26.8%
Galicia	87	94	96	98	101	103	108	114	3.0%	23.6%
Madrid	115	119	123	128	131	136	142	151	2.9%	23.1%
Murcia	83	88	89	90	93	98	103	108	3.0%	24.0%
Navarra	109	118	120	124	126	132	138	142	3.3%	26.4%
Basque Country	118	123	126	130	134	139	143	150	2.7%	21.6%
Rioja	96	102	105	110	114	120	126	131	3.9%	31.4%

*Average annual growth rate
** Difference in percentage points

If the argument holds that low productivity and large unit labour costs explain the minimal decline in temporary employment then those regions with larger unit labour costs should have lower permanent employment rates, *ceteris paribus*. Equivalently, larger increase in these costs should lead to lower growth in permanent employment rates, *ceteris paribus*. However, regional productivity is highly dependent on regional output composition, and therefore to study the relationship between unit labour costs and permanent employment it is necessary to analyse each sector separately across regions. In Table 8 we display unit labour costs by sector and region. The difference is considerable across sectors and less, but still important, across regions. The negative correlation between unit labour costs and the permanent employment rate clearly holds for *Construction,* since this sector faces high unit labour costs and a low permanent employment rate. The exception is the sector *Other Services.* It displays large unit labour costs and a high permanent employment rate due to the fact that this category covers the public sector, which is traditionally characterised by high rates of permanent employment.

When we combine the information displayed in Tables 4 and 9 the negative relation between unit labour costs and permanent employment growth rate does not arise. We can observe those sectors with the largest growth in unit labour costs, such as energy and construction; also have the largest increases in the permanent employment rate. Nevertheless we have to keep in mind this is an unconditional analysis and therefore other economic factors might explain this situation. For instance in the case of the construction sector the growth in the permanent employment rate could be related its strong growth due to demand factors.

All things considered, we argue that a compelling explanation of the observed divergences in regional employment composition by type of contract should focus on differences in *steady state* variables such as regional output composition and unit labour costs. The descriptive statistics already presented suggest that the sector composition partially explains the observed regional differences in employment composition by type of contract. The question arises whether besides this sector composition effect, differences in unit labour costs and therefore in productivity, are also behind the observed behaviour. The evidence just presented, while suggestive, is too general to be conclusive. In the next section we offer an analysis based on individual data.

Table 8.
Unit labour cost by sector-region (CRE)

	Energy		Industry		Construction		Commerce and Hotels		Transport and Communicat.		Financial Services		Professional Services		Other Services	
	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002	1995	2002
Spain	**30.5%**	**24.3%**	**67.7%**	**79.7%**	**71.1%**	**91.8%**	**54.3%**	**68.5%**	**63.0%**	**66.5%**	**55.9%**	**58.6%**	**33.4%**	**48.5%**	**84.6%**	**82.1%**
Andalusia	30.4%	24.8%	66.7%	72.6%	72.1%	69.5%	57.3%	54.2%	64.0%	58.3%	56.0%	46.7%	28.9%	32.8%	84.6%	83.7%
Aragon	30.3%	23.1%	67.2%	75.5%	73.6%	66.5%	51.9%	55.9%	61.1%	59.3%	64.2%	59.5%	33.3%	33.2%	86.2%	84.5%
Asturias	49.0%	35.0%	68.2%	76.0%	68.3%	68.9%	57.8%	54.4%	64.4%	61.9%	49.0%	44.5%	30.9%	34.6%	83.0%	82.6%
Balearic Islands	31.2%	32.4%	71.3%	85.9%	75.4%	73.7%	51.3%	48.9%	63.9%	53.5%	61.0%	52.4%	32.1%	33.0%	81.1%	79.4%
Canary Islands	28.7%	26.2%	68.7%	74.5%	63.4%	58.2%	52.6%	51.8%	67.2%	55.9%	63.7%	57.3%	33.6%	47.8%	86.5%	86.6%
Cantabria	35.1%	33.5%	67.6%	78.0%	79.7%	71.6%	57.0%	64.7%	59.0%	57.9%	51.0%	51.4%	25.2%	26.6%	85.4%	84.4%
Castilla-León	34.2%	25.9%	64.5%	67.3%	74.3%	67.1%	53.3%	56.3%	63.9%	60.9%	52.8%	50.6%	26.0%	28.1%	86.0%	86.4%
Castilla-La Mancha	24.0%	19.5%	72.4%	79.1%	67.6%	63.1%	54.2%	52.4%	58.4%	57.0%	58.5%	56.0%	25.1%	27.8%	85.7%	84.8%
Catalonia	24.6%	22.1%	66.0%	71.6%	69.0%	68.7%	56.0%	53.8%	65.3%	56.3%	53.4%	49.5%	38.4%	44.9%	84.0%	82.5%
Valencia	25.5%	23.3%	67.9%	77.9%	79.1%	69.1%	52.2%	58.7%	60.1%	54.8%	58.9%	46.7%	30.3%	37.4%	81.2%	73.3%
Extremadura	24.6%	23.5%	80.5%	87.8%	69.3%	74.5%	54.9%	57.8%	64.9%	59.9%	62.9%	59.2%	26.7%	27.0%	85.1%	85.7%
Galicia	24.9%	19.1%	70.2%	78.4%	66.6%	67.0%	51.7%	49.8%	60.2%	55.9%	57.1%	51.2%	26.0%	32.9%	83.4%	81.2%
Madrid	27.7%	25.6%	68.4%	72.3%	72.2%	69.2%	53.4%	55.6%	67.3%	55.6%	55.0%	45.6%	46.2%	52.5%	83.7%	81.3%
Murcia	24.2%	22.5%	70.5%	77.3%	63.5%	63.7%	54.8%	52.1%	56.1%	55.9%	55.7%	46.6%	25.7%	31.2%	82.4%	82.8%
Navarra	28.0%	31.5%	63.8%	68.7%	69.2%	69.4%	52.1%	49.4%	56.4%	54.9%	50.5%	40.8%	34.4%	40.9%	86.3%	85.0%
Basque Country	24.9%	24.9%	68.7%	72.3%	75.5%	67.4%	56.9%	53.5%	59.0%	57.8%	43.5%	38.4%	43.9%	48.5%	86.2%	84.4%
Rioja	27.2%	18.0%	66.7%	74.2%	68.0%	63.4%	50.1%	47.3%	56.9%	63.4%	62.7%	52.4%	26.2%	53.5%	84.0%	84.4%

3. The use of permanent contracts: an individual and aggregate analysis

Our main hypothesis is that unit labour costs partially explain the minimal change in the share of permanent contracts over total employment during the period 1995-2002 and are behind the observed differences in the permanent employment rate across regions ant time. These observed differences in unit labour costs may be related to differences in productive specialisation or differences in the unit labour costs within productive sectors. In the first case, we should observe that regions specialising in sectors with high labour costs tend to have a larger rate of temporality. In the second place, we should observe that, once the sector of the contract is considered, regional unit labour costs are still negatively related to the permanent employment rate.

Our empirical exercise entails the estimation of two models: a first one for the individual probability of being employed under a permanent contract over the period 1995-2002 and a second one for the aggregate permanent employment rate by region and sector. For the individual analysis, we will assume that there is an underlying response variable defined by the following linear regression relationship:

$$\mathrm{T}^*_{ikjt} = \beta x_{ikjt} + \gamma z_{kjt} + \varepsilon_{ikjt}\,, \tag{1}$$

where i stands for individuals, k for regions, j for sectors and t for time; the matrix x_{ikjt} contains covariates that vary among individuals and are related to personal and labour characteristics; z_{kjt} stands for covariates specific to the sector and region where the individual works; and finally ε_{ikjt} is the error term whose composition is the following:

$$\varepsilon_{ikjt} = \omega_{ikj} + \omega_{kj} + \upsilon_{ikjt}\,, \tag{2}$$

where ω_{ikj} describes the individual effect, ω_{kj} the sector-region aggregate effect and υ_{ikjt} the random error term of the model. We assume that the random component υ_{ikjt} is independent of both the individual and sector-region effects.

Given T^*_{ikjt} is not observed, we will estimate the following probability:

$$\Pr(\mathrm{T}^*_{ikjt} > 0) = \Pr\left(\varepsilon_{ikjt} > \beta x_{ikjt} + \gamma z_{kjt}\right) = F\left(\beta x_{ikjt} + \gamma z_{kjt}\right). \tag{3}$$

Table 9.
Probability of having a permanent contract, Spain 1995-2002[6] (Logit Random Effects Panel Data, N=1450406)

	Model 1 (Baseline Model)		Model 2 (Mundlak's Correction)		Model 3 (Sector dummies)		Model 4 (Wage ratio, (w_p/ w_t))	
	Parameter	t-ratio	Parameter	t-ratio	Parameter	t-ratio	Parameter	t-ratio
Constant Term	-17.43	-61.8	-20.47	-64.0	-10.97	-54.4	-17.586	-29.4
Gender (1=Man)	1.348	43.8	1.147	35.1	0.793	58.2	1.320	40.2
Age	0.962	98.7	1.486	42.9	0.448	115.7	0.980	90.0
Age squared	-0.008	-67.8	-0.014	-30.4	-0.004	-77.8	-0.008	-63.5
No Studies	-3.765	-28.6	-1.692	-18.4	-0.746	-18.6	-4.088	-42.7
Primary Studies	-1.251	-28.1	-0.887	-19.7	-0.111	-7.1	-1.615	-28.9
Secondary Studies	-0.135	-5.1	-0.070	-1.7	-0.083	-4.5	-0.354	-8.6
Superior Studies (Short-term)	-0.029	-2.1	-0.074	-3.1	-0.081	-3.4	-0.172	-2.8
Single	-1.231	-37.9	-1.380	-41.9	-0.784	-50.9	-1.324	-36.3
Medium Skill Occupation	-0.743	-16.7	0.114	1.2	-0.486	-24.1	-0.569	-11.6
Low Skill Occupation	-3.027	-62.1	-0.454	-5.1	-1.446	-64.1	-2.550	-54.0
Non-seasonal job	1.639	19.7	0.231	2.2	1.282	26.5	1.835	20.1
Small Firm	0.169	6.35	0.412	9.8	0.063	5.7	0.019	0.6
Full time job	2.286	59.1	0.539	11.8	1.724	91.1	2.286	50.9
Private Firm	-0.425	-11.6	0.447	6.5	-0.225	-11.2	-0.765	-19.4
Small Firms (Average)	-	-	0.330	5.6	-	-	-	-
Full time Job (Average)	-	-	3.842	48.4	-	-	-	-
Private Firm (Average)	-	-	-1.271	-15.5	-	-	-	-
Small Firm (%)	-0.050	-46.9	-0.090	-21.2	-0.917	-7.5	-	-
Sector's Size (employment %)	0.065	43.9	0.085	5.9	0.007	4.2	0.082	45.0
Unit labour costs	-0.063	-42.3	-0.001	-2.3	-0.001	-3.3	-0.031	-4.7
Small Firm (Average %)	-	-	0.043	9.8	-	-	-	-
Sector's Size (employment %, average)	-	-	-0.000	-0.05	-	-	-	-
Unit labour costs (average)	-	-	-0.060	-11.1	-	-	-	-
Wage ratio (w_p/ w_t)	-	-	-	-	-	-	-0.029	-0.6

Wage ratio *(w_p/ w_t)* *Unit labour costs	-	-	-	-	-	-	-0.011	-2.0
Andalusia	-3.379	-15.2	-3.640	-17.2	-1.691	-16.4	-4.710	-55.5
Aragon	-0.851	-3.9	-0.848	-3.5	-0.655	-5.3	-1.882	-17.0
Asturias	-1.188	-5.9	-1.273	-6.0	-0.533	-5.2	-1.788	-16.0
Balearic Islands	-0.748	-4.3	-0.639	-3.3	-0.120	-2.7	-2.069	-15.9
Canary Islands	-3.239	-15.8	-3.569	-17.1	-1.571	-15.5	-4.467	-42.3
Cantabria	-0.213	-0.9	-0.165	-0.7	-0.619	-5.4	-1.531	-10.1
Castilla-León	-1.019	-4.2	-1.168	-5.9	-0.757	-5.2	-2.101	-22.9
Castilla La Mancha	-2.210	-8.8	-2.493	-9.0	-1.351	-10.8	-3.452	-31.9
Catalonia	-1.310	-9.1	-1.246	-9.4	-0.746	-10.9	-2.008	-25.7
Valencia	-2.122	-8.4	-2.204	-9.8	-1.432	-10.4	-3.482	-35.3
Extremadura	-1.149	-5.9	-1.410	-6.0	-0.891	-7.4	-2.632	-24.8
Galicia	-1.816	-7.0	-2.028	-8.0	-1.137	-9.3	-2.701	-24.4
Murcia	-2.027	-9.6	-2.536	-11.3	-1.316	-11.1	-3.483	-25.7
Navarra	-1.009	-3.8	-1.274	-5.7	-0.520	-3.7	-1.507	-12.6
Basque Country	-2.241	-10.0	-2.713	-10.9	-1.237	-10.7	-2.594	-27.9
Rioja	-1.075	-4.8	-1.256	-5.4	-0.653	-4.7	-1.791	-9.8
Energy	-	-	-	-	0.915	8.3	-	-
Manufacturing Industry	-	-	-	-	0.301	8.3	-	-
Construction	-	-	-	-	-2.778	-73.2	-	-
Commerce and Hotels	-	-	-	-	0.232	4.6	-	-
Transport and Communication.	-	-	-	-	0.100	1.4	-	-
Financial Services	-	-	-	-	1.664	24.3	-	-
Professional. Services	-	-	-	-	0.110	1.1	-	-
ρ	0.931	0.00*	0.931	0.00*	0.71	0.00*	0.93	0.00*
Likelihood Function	357.701		354.510		411.136		317.048	

Notes: Model 2 includes time average of time varying individual variables. T-statistics based on robust standard errors.

The constant term represents (Model 1, Model 2, Model 4): Madrid, 1995, Woman, Superior Studies, High Skill Occupation, Non-single

The constant term in Model 3 represents: Madrid, 1995, Other Services, Woman, Superior Studies, High Skill Occupation, Non-single

All Models include time dummy and factor specialization variables. *Standard Error

One way to estimate the model parameters is to include dummy variables for the individual effects and then maximize the unconditional likelihood function. However, the unconditional maximum-likelihood estimator is consistent as $T \rightarrow \infty$ for fixed N but inconsistent as $N \rightarrow \infty$ for fixed T. This inconsistency arises because the number of the so-called incidental parameters increases without limit, while the amount of information regarding each incidental parameter remains fixed. This inconsistency also arises for the rest of parameters (Wooldridge, 2004). Therefore, if we select the fixed effect specification we should use the conditional maximum likelihood estimator. From a theoretical perspective, the selection of the random effects model over the conditional fixed effects model depends on the likelihood of the assumptions for each particular case and its relative accuracy may be tested by means of the Hausman test. Nonetheless, there are certain methodological considerations specific to the type of analysis presented in this paper that supports the selection of the random effects estimation. The maximum likelihood estimation of the fixed effects model is unaffected by variables with time-invariant response and, more importantly, it excludes all observations with a time invariant dependent variable. This would lead, in our case, to a drastic reduction in the sample size (from 1,450,406 to 115,094 observations) and we would end up with a new sample with significantly different sample means for all the regressors as we omit all workers in permanent jobs: 1) the average probability of having a permanent contract is around 68% for the whole sample and this probability decreases to 49% for the sample composed using only observations with a time variant dependent variable; 2) the sample size drops to 8% of the total sample and the probability of transitions from temporary to permanent contracts is 66%. This demonstrates that the results derived from the fixed effect estimator may be biased by sample selection. Certainly, for studies focusing on the transition probability between temporary and permanent contracts this bias will not be relevant, but this is not the aim of this paper, since we are comparing the pool of permanent workers with the pool of temporary ones.

On the other hand, we are interested in measuring the effects of several aggregate variables on the probability of obtaining a perma-

6. Model 4 is estimated for the period 1995-2001 due to the lack of data for wages.

nent contract. With the fixed effects model we may control for the individual "fixed effect" but the model may still have the aggregate regional effects, which will still bias the variables of interest. That is, with the fixed effects estimator we can only consistently estimate the parameter vector β but we are especially interested in consistently estimating the parameter vector γ.

Following Chamberlain (1980), we allow the unobservable variables to be correlated with certain elements of the covariates. A Mundlak version (1978) of Chamberlain's assumption is to parameterise the aggregate unobserved heterogeneity as a linear projection of the mean of the time varying variables[7]. In our case, this implies parameterising the aggregate region-sector specific effects as a linear projection on the mean of the time varying variables at the individual and region-sector level respectively. The underlying assumption is that the group mean is a sufficient statistic for estimating the unobserved effect specific to the corresponding level (Wooldrige, 2004). The resulting slope estimators are not a function of these unobserved effects, which implies that they are consistent. By using this formulation, Mundlak (1978) maintains that the difference between the fixed and random effects approach is based on incorrect specification. Hence, we specify these covariates as follows:

$$\omega_{kj} = \pi Z_{kj} + \nu_{kj}, \tag{4}$$

$$\omega_{ikj} = \theta X_{ikj} + \nu_{ikj}, \tag{5}$$

where Z_{kj} and X_{ikj} represent average covariates over time at the aggregate and individual level respectively.

Another technical problem may arise from the combination of individual-specific variables and aggregate variables. Moulton (1990) demonstrated the serious biases that can result from estimating the effects of aggregate explanatory variables on individual-specific variables. The source of these biases in the standard errors is the presence of an unobserved aggregate-level effect in the error term. However, with Mundlak's correction we consider that we already control for this type of bias, since by conditioning on group variables the estimation is purged of any correlation between explanatory variables and group effects. Therefore, after evaluating this methodological trade-

7. In the Appendix we describe the main assumptions of this specification.

off between the fixed and the random effects estimator, we opted for the random effects specification. Hence, substituting equations (4) and (5) into (2) and (2) gives:

$$\Pr\left(\mathrm{T}_{ikjt}=1\right)=F\left(\beta x_{ikjt}+\theta X_{ikj}+\gamma z_{kjt}+\pi Z_{kj}\right), \tag{6}$$

which is estimated assuming that *F(.)* follows the logistic distribution.

The econometric issue is to consistently estimate the effect of the aggregate explanatory variables (z_{kjt}, Z_{kj}) on the probability of having a permanent contract, controlling for observed and unobserved heterogeneity. The sample used in the estimation includes all individuals aged from 18 to 64 who were employed in non-farming sectors, excluding those always unemployed and out of the labour force. The dependent variable takes value one if the worker has a job with a permanent contract and zero if employed under a temporary contract. In order to effectively reflect the effects of unit labour costs on this probability we also add the size of the sector in which the individual works. This variable is measured as the share of employment for each region-sector relative to total employment within the region. The idea is that the probability of having a permanent employment is higher for those sectors that absorb a high percentage of regional employment, but at the same time may have low productivity levels.

Our specification also includes several personal and labour characteristics such as *age*, *gender*, *educational attainment*, and dummies for *occupation*, *firm size*, *seasonal job*, *full time job* and *private firm's ownership*. Besides, we include time and regional dummy variables. The year effects reflect the impact of macro shocks affecting the probability of obtaining a permanent job. We also include regional dummies to estimate the average elasticity of the rate of permanent contracts to unit labour costs conditional on the regional level. Additionally, we compute the wage gap between temporary and permanent employees from the *ECHP* and include it as a regressor to test whether unit labour costs still play a role in explaining the divergences across the regional permanent employment rate once wage differentials are accounted for. In all models we also control for the regional relative sector specialisation, and therefore the estimated effects of the regional dummy variables will be conditional on this set of covariates.

To complete the analysis we also estimate the effects of unit labour costs on the permanent employment rate at a more aggregate level. The econometric approach in this case is pretty standard as we use lineal panel data models. In this case the dependent variable is the rate of permanent contracts by region, sector and year. The main independent variable is the average unit labour costs at the same level of aggregation. To control for other factors, we include all regressors in the individual analysis but at their respective aggregate level for each sector and region. Moreover, in an additional specification, we also include the average probability of having a permanent contract taken from the individual analysis done before. This last variable tries to proxy the behaviour of the supply side of the labour market across regions. We also include time dummies and the regional unemployment rate.

3a. Results of the individual analysis

We present in Table 9 the determinants of the probability of having a permanent contract in Spain during the period 1995-2002. This table includes different specifications to confirm the robustness of the results, but Models 1 and 2 are our main reference. In the first column we present the simplest model described by equation (1), while in the second column we introduce Mundlak's correction by adding time average individual and aggregate covariates as described in equation (6). Since these covariates are considered to reflect the existence of non-varying time effects, we will interpret them as describing permanent or long run effects. In the last two rows we provide the value of the likelihood function and the parameter that measures the total variance contributed by the panel level variance component in order to test the panel data estimation instead of the pooled estimation. Its value and its standard error show that we cannot reject the panel data model as the better specification. When this parameter is zero, the panel-level variance component is unimportant, and the panel estimator is the same as the pooled estimator. This term is computed as follows:

$$\rho = \frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2}, \tag{6}$$

where α represents the random effect component and ε the traditional random error.

The signs of the parameters of the personal and labour characteristics are common to the empirical literature, so we only briefly comment on them. We obtain a large and statistically significant effect on permanent employment probabilities for the highly educated, men and middle-aged workers. Moreover, full-time workers in non-seasonal activities and in public firms also have a high probability of obtaining a permanent contract. The negative effect of the firm size is not as expected, since the statistical analysis reveals that permanent employment is less common in small firms. However another covariate of the model is the percentage of small firms within the sector and region, which shows the expected negative effect on the probability of having a permanent contract. Another interesting result concerns the variable *private firm*. According to Model 1 the probability of obtaining a permanent contract is greater when working in a public firm, but this effect changes when we look at Model 2, where time average effects are included. In this second specification the short-run effect of this variable is positive while the fixed or long-term effect is negative. We can interpret this result as confirmation that the rate of temporality has recently been increasing in the public sector while decreasing in the private sector. Dolado *et al.* (2002) also obtain the same result. They point out two main reasons for this evolution. Firstly, they argue that there has been a change in the hiring behaviour of the public sector in an environment characterised by the budget restrictions imposed by the Growth and Stability Pact. Public employees have stronger employment protection legislation than workers in the private sector and to compensate this higher rigidity the public sector has more frequently used the more flexible temporary contract. Secondly, Local Administrations developed active labour market policies (ALMPs), mainly financed by Structural Funds, characterised by the hiring of workers in targeted groups under temporary contracts.

Since the main focus of the paper is to obtain a deeper understanding of the relation between unit labour costs and permanent employment we devote the rest of the analysis to this covariate. As can be seen in Table 9 the estimated coefficient of unit labour costs is negative and statistically significant in all cases. In the second specification, the total effect of unit labour costs on the probability of obtaining a permanent contract is divided into two components. One is the permanent effect measured by the time average of unit labour costs and the other represents the dynamic or short run effect.

The results show that both effects are negative and that the dynamic effect is less pronounced than the permanent one.

The third model reported in Table 9 includes sector dummies as covariates. The signs of the estimated parameters of these dummies are as expected and corroborate our results in the statistical section. As we are already estimating the model controlling for regional dummies, with this third model we test if the effect of unit labour costs on the probability of having a permanent contract is mainly a "sector" effect or if there are divergences in unit labour costs within sectors and across regions that also explain differences in the permanent employment rate. We observe that the estimated coefficient of unit labour costs is again negative and statistically significant, although the marginal effect is clearly smaller, meaning that between sectors labour cost differentials are also very important to explain permanent employment differentials across regions and industries.

The model estimated in the fourth column includes two additional covariates: first, the wage ratio between permanent and temporary workers, and second the interaction of this variable with unit labour costs. The first variable tries to measure the wage premium of permanent contracts, which might adversely affect the chances of obtaining a permanent contract. With the second variable we obtain non-wage labour cost differences –mainly differences in firing and hiring costs– between temporary and permanent employment. We would expect that the higher the wage rate of permanent to temporary workers and the higher the interaction term the lower the probability of obtaining a permanent contract. Firstly, the direct effect of the wage gap between temporary and permanent employees is not significant although the estimated parameter is negative showing, as wage bargaining and insider-outsider models predict, that the higher the wage of permanent relative to temporary employment, the lower the probability of obtaining a permanent contract. Secondly, even when we condition on the wage gap, unit labour costs have a negative impact on the permanent employment probability, though slightly lower than in Model 1. Thirdly, as the interaction term of these two variables is negative and statistically significant, there seems to be a differential effect of the non-wage labour cost of permanent employees on the probability of obtaining a permanent contract. From these results we conclude that wage and non-wage labour costs for permanent workers influence the probability of obtaining a permanent contract.

In Table 10 we compute the elasticity of the permanent employment rate to unit labour costs and other aggregate covariates for the four model specifications described above. In the first case –Model 1–, the elasticity is negative and higher than 1, around 1.24. This means that if unit labour costs increase by 1% the probability of obtaining a permanent contract decreases by 1.24%. In Model 2 this effect is divided into the short-run or dynamic effect, with elasticity –0.01, and the larger permanent or long run effect, with elasticity –1.22. Hence, we obtain that the effect of unit labour costs on the probability of obtaining a permanent contract is mainly structural. This result may be related to the fact that when we include sector dummies –Model 3–, the elasticity of the permanent employment rate to unit labour costs decreases to a similar value to the above-mentioned short-run effect, around –0.02. This implies that the main source of the differences in the permanent employment rate across regions is a structural effect related to regional output composition. Nevertheless, it also means that sector unit labour cost differences across regions play a role, though smaller, in explaining the divergences in the permanent employment rate.

In the augmented model –Model 4–, the elasticity of the permanent employment rate to unit labour costs is decomposed into several components. The elasticity of the permanent employment rate to the wage gap is –0.43, relative to unit labour costs is –0.67, and relative to the interaction term is –0.87. Interestingly, the elasticity of the interaction term is the largest. Since this estimation is conditioned by average unit labour costs and the wage gap, we interpret this covariate as describing the effect of non-wage labour cost differentials of permanent workers relative to temporary ones. Consequently, this result implies that the probability of having a permanent contract is more elastic to non-wage unit labour costs of permanent workers than to differences in wage differentials.

Table 10.
Elasticity of the permanent employment rate relative to different covariates

	CLU	CLU (average)	% Small Firm	Wage ratio (Permanent/Temporary)	Wage ratio*CLU
Model 1	-1.24	-	-0.42	-	-
Model 2	-0.01	-1.22	-	-	-
Model 3	-0.02	-	-0.08	-	-
Model 4	-0.67	-	-	-0.43	-0.87

So far we have found that unit labour costs are negatively related to the permanent employment rate. However, we are also interested in quantifying the impact of unit labour costs over the observed dispersion in the permanent employment rate across sectors and regions. In Table 11 we show the decomposition of the mean squared error (*MSE*, hereafter) of the prediction for different cases. In the first row we display the *MSE* of the prediction of the complete model –Case 0. In the second row we compute the *MSE* of the prediction when we omit all the relevant aggregate covariates –Case 1–, and in the following rows we show the *MSE* when we add each aggregate variable to the *MSE* prediction –from Case 2 to Case 6. All the measures are computed relative to the *MSE* of the second row, that is, when we omit all the relevant aggregate variables. The whole model implies a 22% drop in the *MSE* of the prediction -relative to Case 1 in Models 1 and 2 and a 19% reduction in Model 3. From Case 2 to Case 6 we add different aggregate covariates. In Model 2, without sector dummies, the largest drop in the *MSE* takes place when we add unit labour costs (around 13%). The second relevant covariate is regional effects and they imply a reduction in the *MSE* of around 10% in Model 1 and Model 2. Given we already control for economic factors, these regional effects should be interpreted as other non-economic reasons as the ones suggested in, for example, Toharia (2005). Finally, the regional firms' size explains a certain percentage of the *MSE*, between 8 to 9%.

We carry out the same exercise for Model 3 and find that the fall in the *MSE* when we add unit labour costs declines by 4% while the sector effects reduce the *MSE* by around 6%. The most important aggregate component to explain the change in the *MSE* is regional fixed effects. However, when we sum the fall in the *MSE* when

Table 11.
Mean Squared Error

	Model 1 (Baseline)		Model 2 (Mundlack Correction)		Model 3 (Sectoral Dummies)	
	ECM	%ΔECM	ECM	%ΔECM	%ECM	%ΔECM
Case 0: Base Model	0.2072	-22%	0.2081	-24%	0.1856	-19%
Case 1=Case 0-aggregate variables	0.2662	-	0.2749	-	0.2303	-
Case 2= Case1 + CLU	0.2359	-11%	0.2395	-13%	0.2209	-4%
Case 3= Case1 + Region Effects.	0.2373	-10%	0.2475	-10%	0.2108	-10%
Case 4= Case1 + Specialisation	0.2650	-0%	0.2719	-1%	0.2679	-0.2%
Case 5= Case1 + Small firm (%)	0.2421	-9%	0.2506	-8%	0.2426	-3%
Case 6= Case 1+ Sector Effects	-	-	-	-	0.2165	-6%

adding the sector and unit labour costs we find that it is similar to that obtained for the regional effects.

At the beginning of this section we argued that given the characteristics of the analysis the random effects model was a better choice than the fixed effects model. In order to analyse the sensitivity of our conclusions to this choice we have estimated the fixed and the random effects model but restricting the sample that corresponds to the last model to be the same as the fixed effects sample estimation. The results are displayed in Table 12. We focus on the coefficient of unit labour costs. Interestingly, the coefficient of the fixed effect model is very close to that obtained in Model 2 for the short-run effect, confirming that with the conditional fixed effect model we lose the chance to capture the structural or permanent effect, which we consider to be important in our analysis. On the other hand, we can observe that in the random effects model the coefficient of this variable is different to the results previously shown in Table 9. This is due to the sample selection bias that arises when we select the fixed effect estimation, given the characteristics of our sample.

Table 12.
Comparing the Fixed Effect and Random Effects Model

	Fixed Effects		Random Effects	
Age	0.939	23.7	0.989	9.4
Age squared	-0.009	-17.7	-0.004	-8.2
Small Firm	0.309	8.5	0.057	11.0
Full time job	0.394	8.1	0.117	9.5
Private Firm	0.447	6.2	0.084	4.4
Medium Skill Occupation	0.117	1.9	0.051	2.2
Low Skill Occupation	-0.210	-2.5	-0.016	-1.9
Non-seasonal job	0.144	1.0	0.617	0.9
Specialisation (employment %)	0.022	7.1	0.063	7.2
Unit labour costs	-0.002	-1.6	-0.002	-3.3
1996	0.738	18.1	0.231	8.0
1997	1.540	26.2	0.233	8.9
1998	2.728	36.1	0.275	10.1
1999	3.831	44.0	0.401	15.1
2000	4.752	48.7	0.355	13.4
2001	5.637	52.5	0.378	13.8
2002	6.525	55.6	0.725	24.3
Likelihood Function	40557		79128	
N	115184		115184	

Note: The Random Effects Model includes other time varying covariates

Table 13.
The Rate of Permanent Employment by Spanish Regions-Sectors, 1995-2002

		Model 1				Model 2			
	Sample Means	Pooled		Panel Data		Pooled		Panel Data	
		Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio	Coefficient	t-ratio
Constant term	-	0.7394	3.7	0.7352	3.8	0.0560	0.4	0.0019	0.2
Unit Labor Costs (%)	62.2	-0.0153	-5.9	-0.0159	-5.3	-0.0040	-1.6	-0.0047	-1.6
Sector´s Size (%)	11.4	0.0030	0.6	0.0010	0.2	-0.0060	-1.4	-0.0080	-1.5
Unemployment Rate (regional) (%)	15.5	-0.0110	-2.1	-0.0110	-2.1	0.0040	0.7	0.0020	0.4
% of males	68.7	-0.0014	-3.6	-0.0013	-3.2	-0.0012	-3.5	-0.0011	-2.8
% of Age=18-24	12.3	-0.0042	-5.2	-0.0042	-4.2	0.0002	0.2	0.0002	0.2
% of Age=25-40	46.8	-0.0016	-3.4	-0.0018	-2.4	-0.0005	-1.5	-0.0008	-1.7
% with No studies	2.36	-0.0060	-5.1	-0.0067	-5.7	-0.0034	-2.9	-0.0042	-3.4
% with Primary Studies	52.7	0.0017	2.7	-0.0017	4.0	0.0013	2.0	0.0014	2.2
% with Second. Studies	26.5	0.0031	5.1	0.0029	5.9	0.0030	5.6	0.0029	4.7
% not married	34.1	-0.0048	-9.3	-0.0046	-9.3	-0.0045	-9.8	-0.0044	-8.4
% of Full-time jobs	92.9	0.0037	4.2	0.0036	4.2	0.0026	2.9	0.0025	3.0
% of Medium Skill occup.	27.8	0.0002	0.4	0.0002	0.4	0.0004	0.5	0.0004	0.7
% of Low skill occup.	47.8	-0.0026	-4.6	-0.0026	-4.5	-0.0018	-3.2	-0.0019	-3.4
% of Small firms	31.7	-0.0024	-4.5	-0.0023	-4.7	-0.0012	-3.4	-0.0011	-3.8
% of Private Firms	84.2	-0.0001	-0.5	-0.0001	-0.4	0.0000	0.2	-0.0001	-0.4
% of Non-seasonal jobs	99.6	0.0030	2.4	0.0016	1.2	0.0033	2.7	0.0021	1.6
Permanent Employment Rate (Estimated)	74.3	-	-	-	-	0.0043	9.3	0.0043	8.5

Notes: Time dummy variables are also considered. The sample size is 1,085 observations. For the predicted permanent employment rate, we use the estimated probability of the Random Logit in Table 9.

3b. Results of the aggregate analysis

Table 13 shows the results for the pooled and panel data estimation of the rate of permanent employment at the sector-region aggregate level. Moreover, we estimate two different models, with and without controlling by the aggregate predicted probability of working under a permanent contract. This regressor, based on the individual analysis previously carried out, could be considered as a proxy of individual behaviour, that is, the supply side of the market in the explanation of the aggregate rate of permanent employment. Again we find a negative and significant effect of unit labour costs on the permanent employment rate. Results for Model 1 are consistent with those found in the individual analysis and show that when unit labour costs increase by 1%, the rate of permanent employment decreases by 1.3%. Other interesting variable of this aggregated model is the regional unemployment rate. One would expect to have a negative impact of this variable over the permanent employment rate. We obtain that the effect is negative and statistically significant only in the first model, when the individual probability of having a permanent contract is not used in the model. The rest of covariates, aggregate characteristics of the regional labour market at the sector level, show the expected effect: the rate of permanent employment is lower in sector/regions with a larger presence of females, youth, low educated workers, small firms and part-time and seasonal jobs. But, given sample means of all these covariates we can see as, again, the main important factor explaining differences in the use of permanent contracts across regions and sectors is the difference in unit labour costs. Differences in unemployment rates and in the use of part-time and seasonal jobs are the following in the ranking of explanatory factors in Table 13, joint with the presence of young and single workers.

CONCLUSION

This paper takes the regional and sector variability to study the reasons why the use of temporary contracts has not decreased more after the alternative measures implemented in Spain during the 1990s. We have summarised and discussed the recent evolution of permanent employment in Spain across regions and sectors during the period 1995-2002, concluding that there are significant differences in the

employment composition by type of contract across regions and that these differences seem to persist throughout the period. Our particular interest is whether unit labour cost differentials contribute to this disparity in the permanent employment rate across regions. These findings may be useful for the policy debate regarding the causes of the low permanent employment rate in Spain.

We use individual data to estimate the relevance of unit labour costs in explaining the probability of having a permanent contract. In all cases we find that the higher the unit labour costs the lower the probability of having a permanent contract. We decompose the elasticity of the permanent employment rate to unit labour costs into two main effects, the short run and the long run effect. The short run elasticity is around –0.01 while the long run is much more important and rises to –1.22. This means that the negative relation between the permanent employment rate and unit labour costs is mainly structural and should be related to regional output composition. Moreover, these results are also supported by an analysis made at a more aggregate level.

Given our results, we conclude that the dispersion observed in the regional rate of permanent contracts may be related to regional differences in output and labour market composition but also, and mainly, to unit labour cost differentials. We have also found that regional fixed effects play an important role in determining this probability. Since in our model we include different economic variables at the individual and aggregate level, we argue that regional effects mainly account for non-economic factors (as it is suggested in Toharia, 2005). These results are of great interest from a policy perspective. Given the recent agreements regarding a labour market reform, our results are offering some reasons for lack of sensitivity of the permanent employment rate to the different measures implemented up to now. Moreover, they are showing that in spite of those idiosyncratic factors, which surely has to be better explained in the future (looking for a connection, maybe, with the regional entrepreneurship culture), something more can be done, from the public policy perspective. Specifically, a drop in unit labour cots, by reducing the gap between labour costs and productivity associated to a permanent contract, should increase the use of such contracts in Spain. The effectiveness of this policy strongly depends on the way firms might use the incentives already available. For example, a joint measure that simultaneously reduces the direct and indirect

costs of a permanent worker and increases her productivity could be very effective.

A good example to illustrate our results is the case of Andalusia. In this region, from 1997 until 2002 the use of permanent contracts was encouraged through important economic incentives, yet the permanent employment rate in 2002 was still one of the lowest in Spain, just above the one of the Canary Islands. This result could be explained by the analysis just presented. Firstly, the economic incentives may have not been sufficient to compensate the lower labour productivity and the higher labour costs in Andalusia. Secondly, these subsidies were available for firms creating new permanent contracts, paid once at the beginning of the contract. Hence, this money might have been used just to reduce firm's *total* costs but not the labour costs of its permanent workers.

APPENDIX: MUNDLACK CORRECTION.

In this section we set out the assumptions behind the Mundlack corrections used in this paper. A more detailed explanation can be found in Wooldridge (2002). Suppose we define the following latent variable model:

$$T_{kt}^{*} = \beta x_{kt} + \varepsilon_{kt}, \qquad T_{kt} = 1\left[T_{kt}^{*} > 1\right]$$

where k stands for individuals and t for years; the matrix x_{kt} contains covariates that vary among individuals and are related to personal and labour characteristics. Finally, ε_{kt} is the error term whose composition is the following:

$$\varepsilon_{kt} = \omega_k + \upsilon_{kt},$$

The point of introducing the term ω_k is to explicitly allow unobservable variables to be correlated with certain elements of x_{kt}. Chamberlain (1980) allowed for correlation between ω_k and x_{kt} by assuming a conditional normal distribution with linear expectation and constant variance. Mundlack's version (1978) of Chamberlain´s assumption is:

$$\omega_k / x_{kt} \approx Normal\left(x_k\theta, \sigma_v^2\right)$$

where x_k stands for the average of x_{kt} and σ_v^2 is the conditional variance of ω_k, which is assumed to be independent of x_k:

$$\omega_k = \theta x_k + v_k$$

Though this assumption is restrictive in that it specifies a distribution of ω_k given x_k, it at least allows for some dependence between the unobserved component ω_k and the observed variables x_k. Given this specification, the estimation of the parameters of the model $(\beta, \theta, \sigma_v)$ is straightforward because we can re-write the latent variable model as:

$$T_{kt}^{*} = \beta x_{kt} + \theta x_k + v_k + \upsilon_{kt},$$

where we assume that:

$$\upsilon_{kt} / x_{kt}, v_k \approx Normal\left(0,1\right)$$

$$v_k / x_{kt} \approx Normal\left(0, \sigma_v^2\right)$$

In other words, by adding the term x_k to the model equation for each time period, we arrive at a traditional random effects model.

Adding x_k as a set of controls for unobserved heterogeneity is very intuitive: we are estimating the effect of changing x_{itk} but keeping the time average fixed. Therefore we can proceed to estimate the following model, which renders consistent estimated parameters of β:

$$\Pr ob\left[T_{kt}=1\right]=F\left(\beta x_{kt}+\theta x_{k}\right)$$

References

Albert, C. García-Serrano, C. and Hernanz, V (2004): «Firm-provided training and temporary contracts,» *Spanish Economic Review*, Springer, vol. 7(1), pages 67-88, January.

Amuedo-Dorantes, C. y Malo, M.A. (2004): "Are temporary work contracts used as a buffer against changing expectations? An analysis of gross flows by type of work contract", William Davidson Institute Working Paper no. 646.

Arulampalam, W. and Booth, A. (1998): "Training and Labour Market Flexibility: is There a Trade-off?". *British Journal of Industrial Relations* 36, pp. 521-536.

Bentolila, S. and Dolado, J.J. (1994): "Spanish Labour Markets". *Economic Policy*, 18, 55-99.

Blanchard, O. and Landier, A. (2002): "The Perverse Effects of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France". *The Economic Journal*, 112 (June), 214-244.

Booth, A. Francesconi, M. and Frank, J. (2002): "Temporary Jobs: Stepping Stones or Dead Ends?". *The Economic Journal*, 112 (June), 183-213.

Chamberlain, G. (1980): "Analysis of Covariance with Qualitative Data." *Review of Economic Studies* 47, 225–238.

De la Rica, S. (2004) "Wage Gaps Between Workers with Indefinite and Fixed-term Contracts: The Impact of Firm and Occupational Segregation", *Moneda y Crédito* Nº 219, 43-69.

Dolado, J., García-Serrano, C. and Jimeno, J. (2002): "Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain". *The Economic Journal,* 270-295.

Farber, H. (1999): "Mobility and stability: the dynamics of job change in labour markets". In: O. Ashenfelter and D. Card (Eds.), *Handbook of Labour Economics,* vol 3B, North Holland, Amsterdam.

García Pérez, J.I and Rebollo, Y. (2005): "Wage Mobility through Job Mobility: A Multinomial Endogenous Switching Approach". *Labour Economics,* Vol. 12, Issue 4, pp. 531-556.

Güell, M. (2003): "Fixed Term Contracts and Unemployment: an Efficiency Wage Analysis". Princenton University, IRS, Working Paper N 433

Güell, M. and Petrongolo, B. (2003): " How Binding Are Legal Limits? Transitions from Temporary to Permanent Work in Spain". IZA Discussion Paper *782.*

Hernanz, V. (2003): "El trabajo temporal y la segmentación", Colección Estudios, nº 147, CES: Madrid.

Jimeno, J.F. and Toharia L. (1992): 'Productivity and Wage Effects of Fixed-Term Employment: the case of Spain'. FEDEA Working paper 9211

Jimeno, J.F. and Toharia, L. (1993): "The Effects of Fixed-Terms Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain". *Investigaciones Económicas*, 17(3), 475-494.

Kugler, A. Jimeno, J.F. and Hernanz, V. (2003): "Employment Consequences of Restrictive Employment Policies: Evidence from Spanish Labor Market Reforms", *FEDEA,* working paper, 2003-14.

Moulton (1990), "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Unit", *Review of Economics and Statistics*, 72 (2), 334-38.

Mundlak, Y. (1979): "On the Pooling of Time Series and Cross Section Data, *Econometrica*, 46, 69-85.

Saint-Paul, G. (1996) : «On the Political Economy of Labour Market Flexibility «, *NBER Macroeconomics Annual*, 8, 151-196.

Toharia, L. (2002): "El Modelo Español de Contratación Temporal". *Temas Laborales*, Nº 64, 117-139.

Toharia, L. (dir). (2005): *El problema de la temporalidad en España: un diagnóstico*, Colección Economía y Sociología del Trabajo, nº 80. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

Varejao, J. and Portugal, P. (2002): "Why do Firms Use Fixed-Term Contracts?". *Mimeo*.

Wasmer, E. (1999). "Competition for Jobs in a Growing Economy and the Emergence of Dualism in

Employment" *Economic Journal,* July 1999, 109(457), 349-371.

Wooldridge, J. (2002). "Econometrics Analysis of Cross Section and Panel Data". MIT Press.

Wooldridge, J. (2004). "On the Robustness of fixed effects and related estimators in correlated random efficient panel data models". The Institute for Fiscal Studies Working Paper CWP04.

Discapacidad y género. Un estudio de participación en el mercado de trabajo español*

C. Delia Dávila Quintana
Departamento de Métodos Cuantitativos en Economía y Gestión
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria

Abstract

This study proposes to provide estimates for the relation between disability and participaction in the labor market. It uses data from two databases of the National Institute of Statistics that were gathered with differing criteria: the Survey on Disabilities, Impairments and State of Health of 1999 and the Disabled People and their Relationship with Employment from the second quarter of the Active Population Survey of 2002.

Alternative models are proposed that include, in addition to sociodemographic characteristics (age, marriage status, education and plane of residence) measurements for impairments in the individuals work capacity as well as the type and severity of the disabilities declared.

1.- Introducción

Aunque se ha avanzado en los últimos años en España en el dise-

* La autora agradece las sugerencias del evaluador anónimo que han contribuido a mejorar la versión definitiva, así como los valiosos comentarios a las versiones preliminares de este trabajo de Miguel Ángel Malo. Este estudio se ha beneficiado de la financiación proporcionada por la Dirección General de Universidades e Investigación del Gobierno de Canarias a través del PI2003/170.

ño de políticas de inserción de los discapacitados, aún queda mucho camino por andar en cuanto a la integración –en general, y particularmente en la laboral- de este colectivo. El alcance y la naturaleza de la participación en el mercado de trabajo tienen importantes efectos directos e indirectos en el nivel y la calidad de vida de la población en general y del colectivo de discapacitados en particular, y debe ser un área relevante para la investigación y la actuación política.

La Estrategia Europea para el Empleo y para la Inclusión Social -que, a nivel de países se plasma en los Planes Nacionales de Acción para el Empleo y para la Inclusión Social- recoge directrices encaminadas a la prevención del desempleo y la inactividad de las personas con alguna discapacidad, adoptándose las medidas pertinentes para explotar su potencial laboral. Y ello a través del fomento de la empleabilidad de este colectivo, ya sea mediante el empleo ordinario o el protegido. Paralelamente a las medidas políticas y legislativas antidiscriminatorias surgidas en los últimos años, el Consejo Económico y Social destaca en su Informe CES 4/2003, sobre la Situación de las personas con discapacidad en España, su especial preocupación por los insuficientes progresos en materia de integración de los discapacitados en múltiples ámbitos.

La motivación de este artículo se fundamenta en la creencia de la necesidad imperiosa de una creciente implicación de los poderes públicos y los agentes sociales en lo que se refiere a la integración en general de los discapacitados, y que debe estar avalada por estudios rigurosos acerca de los avances en este terreno. Asimismo, las propias cifras de la discapacidad en España motivan la realización de trabajos en este ámbito. En España había en 1999 3,5 millones de personas con alguna discapacidad, lo que supone una tasa de prevalencia del 9%. Esa misma tasa de prevalencia, pero en la población en edad de trabajar -16 a 64 años- se sitúa en el 5%, lo que supone 1,3 millones de discapacitados. En Europa, y para este mismo grupo de personas en edad de trabajar, las tasas de prevalencia oscilan[1] entre el 7,8 de Italia y el 18,8 del Reino Unido. Si a ello unimos la riqueza de las fuentes de datos que, para el estudio de la discapacidad y el mercado de trabajo nos ha proporcionado en los últimos años el Instituto

1. Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) 3ª oleada 1996

Nacional de Estadística, los ingredientes para el avance en el estudio de la integración de este colectivo están servidos.

El primer objetivo de este trabajo es proporcionar estimaciones del efecto que, sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo tiene la presencia de alguna discapacidad. Se estiman también los efectos de una serie de características sociodemográficas que incluyen la edad, las diferentes inversiones realizadas en capital humano por los individuos, el estado civil o la zona geográfica de residencia. Los datos del Módulo relativo a personas con discapacidad y mercado de trabajo de la Encuesta de Población Activa del segundo trimestre de 2002 del INE se utilizan para estimar distintas versiones de ecuaciones de participación en el mercado de trabajo.

El segundo objetivo consiste en estimar, únicamente para el colectivo de discapacitados, ecuaciones de participación en el mercado de trabajo que incluyan, además de las mencionadas variables relativas a la inversión en capital humano y a factores sociodemográficos, otras características relativas a la discapacidad, como es el caso del tipo de discapacidad, severidad de las mismas y si el discapacitado percibe las ayudas técnicas necesarias. Para ello se utilizan los datos procedentes de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencia y Estado de Salud de 1999 (EDDES-1999) del INE.

La principal aportación de este artículo es que aborda y cuantifica la situación laboral de los discapacitados desde una perspectiva de género y que para ello se utilizan las dos bases de datos más especializadas y recientes que existen en nuestro país.

En el siguiente apartado se hace una revisión de la literatura más relevante que relaciona discapacidad y mercado de trabajo para, en el epígrafe tercero caracterizar las principales fuentes de datos sobre discapacidad y mercado de trabajo en nuestro país. En el apartado cuarto se hace una descripción exhaustiva de la relación entre discapacidad y mercado de trabajo utilizando los microdatos de las dos fuentes de datos más relevantes disponibles; y el quinto apartado se dedica a la especificación econométrica de las ecuaciones de participación en el mercado de trabajo. Los dos siguientes epígrafes se dejan para el análisis de los resultados según la encuesta utilizada y, por último, se desarrollan las conclusiones.

2.- ANTECEDENTES

El marco teórico del análisis de la participación en el mercado de trabajo se enmarca en el modelo de búsqueda de empleo, según el cual los individuos desempleados guían sus procesos de búsqueda de empleo tratando de maximizar su utilidad. La utilidad actual dependerá, de una parte, de los ingresos menos el coste monetario de la búsqueda de empleo, y de otra, de la diferencia entre el valor del tiempo de ocio y el coste del tiempo dedicado a la búsqueda. Bajo la especificación del modelo de Holzer (1988), hay que tener en cuenta que, la productividad de cada método de búsqueda de empleo disminuye cuando su coste aumenta, siendo diferentes entre individuos, tanto el coste como la productividad.

De acuerdo con la teoría de la búsqueda de empleo, la tasa de salida del desempleo se puede obtener como el producto de la probabilidad de recibir una oferta de empleo por la probabilidad de que dicha oferta sea aceptable Mortensen (1986) y Devine y Kiefer (1991). La tasa de llegada de ofertas, según estos autores, será función de la demanda de trabajo para las características del individuo considerado y para su esfuerzo de búsqueda. Es evidente que los individuos varían en sus habilidades, educación, experiencia y características demográficas y que, por su parte, los puestos de trabajo varían en los requerimientos de habilidades y conocimientos para su desempeño. Otros factores son también cruciales para que se produzca el "encuentro" en el mercado de trabajo, como son la percepción del empleador de las cualificaciones de los potenciales trabajadores; la percepción del empleado potencial de las características del puesto así como la cantidad y naturaleza de la información disponible por ambas partes. En el caso de los individuos con algún tipo de discapacidad, ésta puede reducir de hecho la cantidad de tiempo efectivo dedicado al trabajo y afectar a la tasa marginal de sustitución entre bienes y ocio. De hecho, el efecto de la presencia y severidad de las discapacidades sobre la participación en la fuerza laboral es teóricamente ambiguo como señalan Currie y Madrian (1999) aunque de una revisión de la mayor parte de estos trabajos realizada por estos autores se deduce que no existe consenso sobre la magnitud de los efectos.

La mayor parte de los trabajos empíricos sobre participación laboral de los discapacitados emergen en los años 70 y se han restringido tradicionalmente al mercado laboral en Estados Unidos debido,

en gran medida, al interés por el análisis de los efectos de sus leyes antidiscriminación (Lambrinos, 1981; Burkhauser y Haveman, 1982; Chirikos y Nestel, 1985; Baldwin y Johnson, 1992, 1994; Haveman y Wolfe, 1990). No obstante, son ya numerosos, a partir de la década de los noventa, los estudios empíricos relacionados con la participación laboral de los discapacitados en Europa (O'Donnell, 1998; Kidd et al, 2000; Malo, 2001; García-Serrano y Malo, 2002; Zwinkels, 2001; Malo, 2003 y 2004). La creación en 2000 del European Expert Group on Employment for Disabled People[2] ha contribuido de manera significativa al desarrollo de trabajos empíricos en Europa, cuyo interés se centra principalmente en la participación de los discapacitados en el mercado de trabajo. Además, la coexistencia de bajas tasas de participación laboral de los discapacitados y el incremento en el número de perceptores de subsidios por discapacidad han propiciado en las dos últimas décadas una literatura creciente y cargada de controversia sobre el efecto de los subsidios sobre la participación (Parsons, 1980, 1984; Haveman y Wolfe, 1984; Bound, 1989). Es frecuente en la literatura encontrar ejemplos en los que la salud tiene un importante efecto sobre la participación en el mercado de trabajo, efecto que es incluso mayor que el detectado sobre los salarios Chirikos y Nestel (1981,1985), Kidd et al (2000). Stern (1989) concluye que una de las variables más importantes para predecir la participación en el mercado de trabajo es el estado de discapacidad del individuo e introduce en sus estimaciones el efecto de la tipología de la discapacidad. Por su parte, Loprest et al (1995) comprueban cómo el efecto de la discapacidad sobre la participación en la fuerza de trabajo es superior en los varones que en las mujeres.

En cualquier caso, el análisis de la participación de los discapacitados en el mercado de trabajo ha de contemplar, siguiendo a Livermore et al (2000) los siguientes aspectos que afectan tanto a la oferta como a la demanda de trabajo. Por lo que respecta a los aspectos relacionados con la oferta de trabajo de los discapacitados hay que tener en cuenta que estos incurren en costes adicionales (transporte, rehabilitación, asistencia técnica o personal, etc); los costes directos de búsqueda de empleo así como que las externalidades que generan son superiores en muchos casos para los discapacitados; su menor esperanza de vida en algunos casos, reduce su participación y la discapacidad "roba" tiempo al trabajo para desti-

2. EIM http://www.employment-disability.net

narlo al cuidado médico y personal. Algunos aspectos que afectan a la reducida demanda de trabajo son la discapacidad percibida por el empresario como una señal de baja productividad así como el temor a incurrir en costes adicionales (adaptación del medio de trabajo).

3.- Los datos

En España se puede disponer en los últimos años de tres fuentes de datos que incluyen información sobre discapacidad y mercado de trabajo. La Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud (EDDES) de 1999, el Módulo de personas con discapacidad y su relación con el empleo del 2º trimestre de la Encuesta de Población Activa de 2002 y el Panel de Hogares de la UE implementado en España por el INE. Las dos primeras han sido elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística y constituyen las mejores fuentes de datos para el análisis de la relación laboral de las personas discapacitadas. La tercera, que constituye por ahora la primera fuente de datos con mayor grado de comparabilidad por países, es de Eurostat, aunque no es una fuente de datos específica para realizar este tipo de estudios.

Un denominador común en todos los estudios que abordan la participación de los discapacitados en el mercado de trabajo es la definición previa del concepto de *Discapacidad*. Las definiciones propuestas por la Organización Mundial de la Salud para los conceptos de *Discapacidad, Deficiencia* y *Minusvalía* no se aplican con los mismos criterios en todos los países, ni siquiera en los europeos. Aunque en 2001 se aprobó la segunda edición de la Clasificación Internacional de Funcionamiento, Discapacidad y Salud (ICF) no se ha establecido ni siquiera en los países europeos una definición homogénea que se derive de la consideración de umbrales de intensidad o severidad mínimamente homologables. En la actualidad se está intentando poner de acuerdo a los gobiernos acerca de un sistema de clasificación y de definiciones homogéneas sobre tales conceptos que permitan armonizar los criterios para cuantificar la realidad de las personas con discapacidad.

La distinción recomendada por la OMS sobre los tres conceptos antes mencionados se recoge en la Clasificación Internacional de

Deficiencias, Discapacidades y Minusvalías y, sintéticamente pueden definirse como sigue:

- *Deficiencia* se define como toda pérdida o anormalidad de una estructura o función psicológica, fisiológica o anatómica (por ejemplo, ceguera, retraso mental,…)
- *Discapacidad* se define como la consecuencia que la enfermedad produce a nivel de la persona. En este sentido representa cualquier restricción o ausencia de capacidad (resultante de una deficiencia) para realizar una determinada actividad, como por ejemplo, trabajar en la forma o dentro de los márgenes considerados normales. Una deficiencia no necesariamente deriva en una discapacidad.
- *Minusvalía* se define como cualquier desventaja que la deficiencia o la discapacidad originan en el individuo en su relación con las demás personas.

La definición de *discapacidad* está pues relacionada con el conjunto de habilidades que el individuo posee o de las que carece a la hora de realizar determinadas actividades.

La Health and Retirement Survey (HRS) norteamericana asocia la discapacidad con la imposibilidad absoluta para trabajar. La pregunta contenida en la encuesta hace referencia a si el individuo tiene algún tipo de deficiencia o problema de salud que le impide y le lleva en última instancia a no trabajar. Este tipo de preguntas de autoevaluación (self-reported) tales como si las condiciones de salud del individuo limitan el trabajo a realizar, generan lo que en la literatura se ha dado en llamar sesgo de autojustificación ya que, el individuo argumenta su reducción en horas o su no-participación en el mercado de trabajo pudiendo escudarse en una supuesta discapacidad. Bound (1991) concluye que el error de medida en las autoevaluaciones de salud que limitan la capacidad para trabajar genera un sesgo, pero que tiene el sentido opuesto al sesgo generado por la propia endogeneidad de las medidas autoproporcionadas. Este autor concluye -tras un estudio con la Retirement History Survey y la National Longitudinal Survey of Older Man norteamericanas- que las medidas objetivas y las autoevaluadas del estado de salud llevan a sesgos en direcciones opuestas, en la estimación de ecuaciones de participación y resultados en el mercado de trabajo. Este resultado es consistente con otros en el sentido de que, medidas objetivas del estado de salud generan menores efectos estima-

dos sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo (Chirikos y Nestel, 1981; Lambrinos, 1981; Parsons, 1982; Anderson y Burkhauser, 1984). Por su parte, Benitez-Silva et al. (2000) y Currie y Madrian (1999) hacen una revisión del tipo e influencia de los sesgos según las medidas y sugieren alternativas para la estimación.

3.1.- Los datos utilizados del Módulo de personas con discapacidad y su relación con el empleo del 2º trimestre de la Encuesta de Población Activa de 2002

Como el objetivo de este trabajo es estimar ecuaciones de participación en el mercado de trabajo, se considera únicamente a los individuos con edades comprendidas entre los 16 y los 64 años. Por ello, muchas de las tasas calculadas con cualquiera de las dos encuestas aquí utilizadas, –como es el caso de la tasa de actividad- no coinciden con las publicadas por el Instituto Nacional de Estadística, quien considera a la población mayor de 16 años en lugar de la población de entre 16 y 64 años.

Esta encuesta permite a los individuos autoclasificarse[3] en discapacitados o no discapacitados a partir de la siguiente pregunta:

¿Sufre algún problema o discapacidad igual o superior a 6 meses?
1. Sí
6. No

Además, esta encuesta tiene en consideración, en el caso de que el individuo padezca más de una discapacidad, únicamente aquélla que limite en mayor medida su capacidad para trabajar, siempre y cuando este problema de salud o discapacidad dure o se prevea que dure un periodo superior a seis meses. Las diferencias básicas pues, entre esta encuesta y la EDDES-1999 estriban en que en el módulo de la EPA se consideran individuos con problemas de salud y/o con alguna discapacidad, mientras que en la EDDES-1999 únicamente se computa a los discapacitados. La segunda diferencia entre ambas encuestas en lo que se refiere al cómputo de las personas con alguna discapacidad radica en que, en el Módulo de la EPA, el tiempo mínimo que han de llevar manifestando problemas de salud o discapacidades es de seis meses y en la EDDES-1999 es de un año.

3. En este sentido, la medida podría implicar un sesgo de autojustificación

Las variables utilizadas en la estimación por máxima verosimilitud del modelo logit de participación en el mercado de trabajo con datos del Módulo de personas con discapacidad y mercado de trabajo del 2ºT de la EPA se pueden agrupar en características sociodemográficas como la edad (Edad16_24 años, Edad25_44 años y Edad45_64 años), el estado civil (casado, soltero y separado), el nivel educativo (Analfabetos, Educación primaria, Educación secundaria y Educación superior) y la zona geográfica de residencia (Cornisa Cantábrica; Valle del Ebro; Arco Mediterráneo; Castilla La Mancha y Castilla y León; Sur: Andalucía, Extremadura y Ceuta y Melilla; Archipiélagos y Madrid). Se estiman también ecuaciones ampliadas que contemplan el efecto interacción de la presencia o no de una discapacidad con algunos tramos de edad (Discapacida*eda25_44 y Discapacida*eda45_64) y con el nivel educativo (Discap*educ.primaria, Discap*educ.secundaria y Discap*educ.superior) Estos modelos ampliados contienen diferentes efectos interacción en un intento por evaluar en qué medida la presencia de discapacidad tiene efectos diferenciales sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo según la edad o el nivel educativo.

3.2.- Los datos utilizados de la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud de 1999

Esta encuesta no permite al individuo autoclasificarse como discapacitado, con lo que se evita el sesgo por autojustificación y la medida de discapacidad así obtenida es útil en el análisis de la participación en el mercado de trabajo. El individuo responde si tiene alguna de las 36 discapacidades que se le mencionan, así como si recibe algún tipo de ayuda técnica y/o personal; la severidad de esa discapacidad; el pronóstico evolutivo así como la deficiencia de origen. En este sentido podría ser entendida como una medida de morbilidad percibida a partir de la cual se realiza la clasificación, siempre a posteriori, del individuo como discapacitado en función de las respuestas a las diferentes preguntas.

En este trabajo se considera discapacitado a cualquiera que, por al menos una de las 36 discapacidades, la encuesta lo clasifique como discapacitado para realizar esa actividad[4] Estas 36 discapacidades pue-

4. En este estudio no se consideran variables relativas al estado de Salud dado que el Cuestionario de Salud se pasó únicamente a una persona del hogar seleccionada de manera aleatoria.

den ser reclasificadas en las 10 siguientes, que suponen una limitación del individuo para: ver; oír; comunicarse; aprender, aplicar conocimientos y desarrollar tareas; desplazarse; utilizar brazos y manos; desplazarse fuera del hogar; cuidarse de sí mismo; realizar las tareas del hogar y relacionarse con otras personas. El individuo tiene una discapacidad cuando presenta una limitación grave a la actividad correspondiente, si la lleva padeciendo o espera padecerla durante más de un año y si tiene por origen una deficiencia. Asimismo, se considera importante en el presente trabajo la consideración del nivel de afectación de la población discapacitada. Por ello, se contempla como variable de interés la severidad de la discapacidad, que hace referencia al grado de dificultad para realizar cada una de las 36 actividades con ayuda técnica o personal (en el caso del que las perciba) o sin ayudas (para aquellos que no las precisan o no las perciben por no solicitarlas o haberles sido denegadas). La severidad de la discapacidad es recogida en la encuesta con cuatro categorías: sin ninguna dificultad, con dificultad moderada, con dificultad grave e imposibilidad de realizar la actividad (de recibir cualquier imagen, recibir cualquier sonido, comunicarse a través del habla, reconocer personas, objetos y orientarse en el espacio y tiempo,…)

Cada individuo manifiesta un grado de severidad por cada una de las discapacidades que declara y, en este trabajo, se computa una nueva variable que asigna a cada individuo un grado de severidad que coincide con el mayor grado declarado por cualquiera de las 36 discapacidades recogidas en la encuesta.

La EDDES-1999 proporciona información relativa a si el individuo discapacitado recibe por cada una de las 36 discapacidades algún tipo de ayuda técnica y/o personal que le permita realizar la actividad. En muchas ocasiones, disfrutar de ayudas técnicas de tipo externo (audífono, silla de ruedas, ordenador,…) facilita el acceso al mercado de trabajo según la tipología de la discapacidad, además de que contribuyen a mejorar su calidad de vida, sus niveles de autonomía y, en general, sus posibilidades de inserción e integración en sentido amplio.

Se consideran, además, variables sociodemográficas como la edad, nivel educativo (Analfabetos y sin estudios; Estudios Primarios o equivalente; FPI o equivalente; Bachillerato o equivalente; FPII o equivalente y estudios Universitarios o equivalente), estado civil, ingresos mensuales del hogar, zona geográfica de residencia (Cornisa Cantábrica; Valle del Ebro; Arco Mediterráneo; Castilla La Mancha

y Castilla y León; Sur: Andalucía, Extremadura y Ceuta y Melilla; Archipiélagos y Madrid) y tamaño del municipio de residencia (menos de 10 mil habitantes; de 10 a 50 mil ; de 50 a 500 mil y más de 500 mil habitantes)

4.- Descripción de la información en relación con el mercado de trabajo

Una descripción más detallada de las características de la población discapacitada por género, grupo de edad, nivel educativo y su relación con el mercado de trabajo se presenta a continuación.

En el cuadro 1 figuran las tasas de actividad, paro y ocupación para 1986, 1999 y 2002 calculadas, a partir de los microdatos citados

Cuadro 1
Relación con el mercado de trabajo según sexo. Personas entre 16 y 64 años

POBLACIÓN DISCAPACITADA									
	1986*			1999**			2002***		
Tasas de:	Hombres	Mujeres	Ratios H/M	Hombres	Mujeres	Ratios H/M	Hombres	Mujeres	Ratios H/M
Actividad	45	13.7	3.3	40.6	23.7	1.7	39.3	27.1	1.5
Paro	28.6	21.9	1.3	22	32.8	0.7	12.8	19.7	0.6
Ocupación	32.1	10.7	3	31.7	15.9	2	34.3	21.7	1.6
POBLACIÓN EN GENERAL									
	1986*			1999**			2002***		
Tasas de:	Hombres	Mujeres	Ratios H/M	Hombres	Mujeres	Ratios H/M	Hombres	Mujeres	Ratios H/M
Actividad	79.4	34.7	2.3	77.7	49.5	1.6	80.2	53.5	1.5
Paro	20.8	26.1	0.8	11	23	0.5	7.7	16.3	0.5
Ocupación	62.9	25.6	2.5	69.3	38.1	1.8	74	44.8	1.7

RATIOS DISCAPACITADOS/POBLACIÓN GENERAL						
	1986*		1999**		2002***	
Tasas de:	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Actividad	0.6	0.4	0.5	0.5	0.5	0.5
Paro	1.4	0.8	2.0	1.4	1.7	1.2
Ocupación	0.5	0.4	0.5	0.4	0.5	0.5

* Encuesta de Deficiencias, Discapacidades y Minusvalías1986. Datos para mayores de 15 años

** Encuesta sobre Deficiencias, Discapacidades y Estado de Salud 1999 para población discapacitada y EPA 1999 2ºT para población en general

*** Encuesta de Población Activa 2002. Módulo Personas con discapacidad y su relación con el empleo

Fuente: *Instituto Nacional de Estadística.* Elaboración propia

como fuentes, con la población de edades comprendidas entre los 16 y 64 años[5] . Se observa como, a pesar de utilizar fuentes de datos diferentes, las diferencias por razón de género, tanto en la población discapacitada como en la no discapacitada se ha ido reduciendo a través de los años. Si en 1986 la ratio entre la tasa de actividad masculina y femenina era, en la población discapacitada, 3,3 veces superior en los varones que en las mujeres, en 1999 y en 2002 era un 70% y un 50% superior respectivamente. En la población en general, estas diferencias también se han acortado pasando de ser 2,3 veces superior en 1986 al 60% de 1999 y al 50% de 2002.

En lo que respecta a las tasas de paro, el valor inferior al uno en la ratio tasa de paro de varones /tasa de paro de mujeres refleja también diferencias laborales en contra de las mujeres, aunque con diferencias no tan marcadas entre la población discapacitada y población en general.

Las tasas de ocupación según sexo reflejan nuevamente situaciones de discriminación. En 1999 la ratio hombre/mujer era en la población discapacitada de 2 y en la población en general de 1,8. Ello supone que las tasas de ocupación eran del doble y un 80% mayor en los varones de ambos colectivos.

Por su parte, -tal y como se desprende también de las ratios tasa en discapacitados/tasa en población en general- la situación laboral de las personas con discapacidad dista mucho de la de la población en general. Los guarismos que rondan el 0,5, tanto en hombres como en mujeres, y para cada uno de los años en lo que se refiere a tasas de actividad y de ocupación indican que la mitad de los discapacitados están en estas situaciones de actividad u ocupación si los comparamos con la población en general. Superan el valor uno, en cambio, las ratios en las tasas de paro.

Del cuadro 2 se desprende que los trabajadores discapacitados se distribuyen mayoritariamente entre el colectivo 45 a 64 años mientras que entre los no discapacitados, los trabajadores se encuadran preferentemente en el tramo 25-44 años. Ello es debido, en cierta medida a que, muchos de los discapacitados deben su discapacidad a su relación anterior con el mercado de trabajo y a que la evolución de las discapacidades avanza con la edad. Entre los no trabajadores también se observan diferencias lógicas por tramos de edad. Hay un porcentaje

5. Con excepción de los datos de 1986 de la Encuesta de Deficiencias, Discapacidades y Minusvalías que lo son para la población mayor de 15 años ya que no han sido calculados con los microdatos de la encuesta como ocurre con el resto del cuadro, sino que han sido extraídos del INE

elevado de discapacitados en el último tramo de edad (65.3 y 67.5% de varones y mujeres respectivamente) que no trabajan, mientras que

Cuadro 2
Relación con el mercado de trabajo según características sociodemográficas

		TRABAJADORES				NO TRABAJADORES			
		Discapacitados		No Discapacitados		Discapacitados		No discapacitados	
		Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Edad	16-24	6.5	6.6	10.9	12.0	6.9	5.1	51.4	25.0
	25-44	40.5	44.4	57.5	62.6	27.8	27.4	25.1	37.7
	45-64	53.0	49.0	31.6	25.4	65.3	67.5	23.6	37.3
		100	100	100	100	100	100	100	100
Estado Civil	Otros estados	31.3	41.8	36.5	43.3	43.8	34.6	72.9	37.6
	Casado	68.7	58.2	63.5	56.7	56.2	65.4	27.1	62.4
		100	100	100	100	100	100	100	100
Nivel de Estudios	Analfabetos	1.3	2.4	0.3	0.3	8.9	10.8	0.6	1.4
	Educación Primaria	42.9	37.5	23.6	17.5	55.1	55.3	24.7	34.4
	Educación Secundaria	42.1	40.3	50.2	46.0	30.1	28.0	59.1	51.5
	Educación Superior	13.6	19.9	25.9	36.3	5.9	5.9	15.7	12.7
		100	100	100	100	100	100	100	100

Personas entre 16 y 64 años. Porcentajes por columna
Fuente: Módulo Personas con discapacidad y su relación con el empleo EPA 2002. INE
Elaboración propia

los no trabajadores sin discapacidad son preferentemente jóvenes de entre 16-24 años (51,4 y 25% de varones y mujeres respectivamente)

Los datos del cuadro 2 reflejan también las claras diferencias en nivel formativo de la población discapacitada si la comparamos con la no discapacitada. Un 44,2% de los varones y un 39,9% de las mujeres discapacitadas que trabajan tienen educación primaria o inferior mientras que, entre la población no discapacitada trabajadora estas cifras sólo llegan al 23,9 y 17,8%. Ello es reflejo, por una parte, de las barreras educativas a las que se enfrentan los discapacitados. De otro lado, la población discapacitada tiene, por las propias características de la discapacidad, mayores problemas a la hora de terminar sus estudios. A estos dos efectos, barreras evitables y barreras no evitables se une que, los trabajadores manuales (normalmente con menor nivel educativo que los no manuales) tienen mayores posibilidades de padecer accidentes laborales discapacitantes. En Europa, el 58% de las personas con discapacidad severa tenía en 1996 únicamente estudios primarios o inferiores, frente al 48% de los discapacitados moderados y al 41% de los no discapacitados. En España, estas cifras eran del 90, 87 y 58% para

discapacitados severos, moderados y no discapacitados respectivamente.

Por el otro lado se sitúan los que tiene estudios superiores. Sólo un 9 y un 5% de los discapacitados severos europeos y españoles tenían estudios superiores frente al 18% de la población sin discapacidad que tiene este nivel formativo. En Europa, el escenario educativo de los discapacitados –así como el de los no discapacitados- es muy heterogéneo. España y Portugal son los países de la Unión Europea en los que el perfil educativo de los discapacitados severos y moderados es más bajo. Es cierto, no obstante, que las tasas de universitarios en la población son inferiores a la de otros niveles educativos.

No cabe duda que la integración laboral del colectivo de discapacitados es aún más difícil si cabe, dado su bajo nivel educativo comparativo con el de la población sin discapacidad. Algunos autores (Kidd et al, 2000; Cater y Smith, 1999) señalan, no obstante, la existencia de una causalidad inversa entre nivel educativo y empleo. Aquellos con bajos niveles educativos es más probable que ocupen trabajos manuales y que presenten una mayor proclividad a discapacidades relacionadas con el trabajo que los trabajadores no manuales con mayor nivel de formación. De hecho, según datos de la EPA del 2º trimestre de 2002, del total de discapacitados por accidentes o lesiones en el trabajo (excluye accidentes in itinere) el 56% tenía estudios primarios y sólo el 5% tenía estudios superiores. Según datos de la misma encuesta, el 6,4% de los discapacitados lo son debido a accidentes o lesiones de trabajo –no incluye accidentes in itinere- y el 11% presentan alguna discapacidad debida a enfermedad relacionada con el tipo de trabajo. Es de destacar que esta última cifra coincide con la de discapacitados por problemas congénitos o complicaciones en el parto.

Por su parte, el cuadro 3 refleja la diferente situación en el mercado de trabajo de la población según el grado de discapacidad para el trabajo construida a partir de la información del Módulo de personas con discapacidad y su relación con el empleo de la Encuesta de Población Activa 2002. Cuanto mayor es la limitación de la discapacidad mayores barreras evitables y no evitables actúan para impedir el acceso al mercado de trabajo y para ubicar a los discapacitados en el colectivo de la inactividad. Destaca, no obstante que, la tasa de ocupación de los que tienen una discapacidad no limitante del trabajo supera a la de los no discapacitados (64,5 y 62,4% res-

Cuadro 3
Relación con el mercado de trabajo según grado de discapacidad.
Personas de 16 a 64 años

	No discapacitado	Discapacitado		
TOTAL		Discapacidad bastante limitante del trabajo	Discapacidad limitante en alguna medida del trabajo	Discapacidad no limitante del trabajo
Tasa de ocupación	62,4	10,9	43,5	64,5
Tasa de paro	7,7	1,6	12,3	7,4
Tasa de inactiv.	30,0	87,5	44,2	28,1
HOMBRES				
Tasa de ocupación	78,1	11,9	57,4	78,4
Tasa de paro	6,3	1,7	13,6	6,4
Tasa de inactiv.	15,6	86,4	29,0	15,2
MUJERES				
Tasa de ocupación	46,7	9,6	30,7	47,3
Tasa de paro	9,0	1,5	11,1	8,6
Tasa de inactiv.	44,2	88,9	58,2	44,1

Fuente: Módulo Personas con discapacidad y su relación con el empleo EPA 2002. INE
Elaboración propia

pectivamente) lo que es fiel reflejo de la predisposición de este colectivo a la integración en el mercado de trabajo.

5.- Especificación econométrica de las ecuaciones de participación con datos de la EPA-2002 y la EDDES-1999

En el presente trabajo se estiman ecuaciones de participación en el mercado de trabajo utilizando el Módulo de personas con discapacidad y su relación con el empleo del 2º trimestre de la Encuesta de Población Activa y la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud de 1999, ambas del Instituto Nacional de Estadística. Con los microdatos de la Encuesta de Población Activa se estiman -a efectos comparativos y con datos pertenecientes a los colectivos de discapacitados y no discapacitados- ecuaciones de participación en el mercado de trabajo separadas por sexos. Por su parte, con la Encuesta sobre Discapacidades, Deficiencias y Estado de Salud EDDES- 1999 se estiman ecuaciones de participación únicamente con discapacitados, en las que se

evalúan –además de los efectos de características sociodemográficas y de inversión en capital humano- los efectos que, sobre la probabilidad relativa de participar frente a la de no participar tienen cada una de las 10 tipologías de discapacidad contenidas en la encuesta (discapacidad para ver, oír, comunicarse,…); así como la severidad máxima de las mismas y si el discapacitado recibe algún tipo de ayuda técnica de carácter externo y que, según la metodología de la encuesta, impida, compense, alivie o neutralice la discapacidad.

La variable dependiente de las ecuaciones de participación en el mercado de trabajo estimadas con ambas encuestas (EDDES-1999 y Módulo de personas con discapacidad y mercado de trabajo del 2ºT de la EPA-2002) es dicotómica y distingue a aquellos que participan en el mercado laboral ya sea trabajando o buscando activamente empleo (PARTICIP=1) de los inactivos (PARTICIP=0).

Como el modelo logit y el probit proporcionan semejantes resultados y su elección suele ser casi arbitraria, se opta en la estimación de las ecuaciones de participación en el mercado de trabajo, tanto con datos relativos a discapacitados y no discapacitados del Módulo de personas con discapacidad y su relación con el mercado de trabajo 2ºT EPA-2002 como con los del colectivo de discapacitados de la EDDES-1999 por estimar, por máxima verosimilitud diferentes especificaciones de modelos logit con el fin de interpretar los odds-ratio o Ratio de Probabilidad Relativa y los intervalos de confianza de los mismos que proporcionan las estimaciones.

Una forma útil de interpretar los coeficientes obtenidos en la estimación logit es mediante el cálculo de las Ratios de Probabilidad Relativa (RPR), término originariamente utilizado en investigaciones de carácter epidemiológico y de creciente uso en investigaciones económicas. El RPR, que se define como el cociente del ratio de probabilidades de participar y no participar en el mercado de trabajo de dos individuos de características idénticas –excepto en la variable x_k, en la que hay una diferencia de una unidad- es de especial utilidad en estas estimaciones en las que se contemplan los diferentes tipos de discapacidad. Las predicciones son, en este caso, independientes del valor del resto de variables explicativas. Esta es una característica de la especificación logit que no es posible obtener en otras especificaciones como la probit. Si el intervalo de confianza de una Ratio de Probabilidad Relativa incluye el valor uno, entonces no se rechaza que la correspondiente variable explicativa

no influya en la probabilidad de estar activo; valores superiores a la unidad indican influencia positiva, mientras que valores inferiores indican el efecto inverso. La Ratio de Probabilidad Relativa viene dada entonces por:

$$\textbf{Ratio de Probabilidad Relativa} = \frac{\left.\frac{P_i}{1-P_i}\right|_{x_{k+1}}}{\left.\frac{P_i}{1-P_i}\right|_{x_k}} = e^{\beta_k} \qquad (1)$$

Para una mejor interpretación de los resultados, en aquéllos casos en los que la Ratio de Probabilidad Relativa sea inferior a la unidad hemos calculado su inversa, que nos proporcionará en cuántas veces es inferior la probabilidad relativa de participar de un individuo que manifieste, por ejemplo, una discapacidad respecto al que no la tiene.

Con el fin de obtener los porcentajes de predicción correctos de cada modelo, se han utilizado como puntos de corte, en cada caso, los porcentajes de mujeres y varones activos según la encuesta utilizada.

6.- Análisis de resultados para el modelo logit de participación en el mercado de trabajo con el Módulo de personas con discapacidad y su relación con el mercado de trabajo 2ºT EPA-2002

Todas las especificaciones muestran que, después de controlar por las variables edad, nivel educativo, estado civil y zona geográfica de residencia según fuere la especificación del modelo, existe un fuerte efecto negativo de la discapacidad sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo (cuadro 4). Las mujeres discapacitadas tienen una probabilidad relativa de participar frente a la de no participar que es 2,65 veces inferior al de las no discapacitadas. Este efecto negativo de la discapacidad es muy superior en los varones, que tienen un riesgo relativo de participar que es 10,81 veces inferior al de los no discapacitados (Modelo 1, Cuadro 4). Este efecto negativo superior en los varones es coherente con el encontrado por Gannon y Nolan (2003) y Wilkins (2003). Con datos del Panel de Hogares de la UE García-Serrano y Malo (2002) señalan que España se sitúa entre un grupo de países, junto con Dinamarca, Bélgica, Irlanda y Reino Unido en los que las mujeres discapacitadas tienen una probabilidad

Cuadro 4
Estimaciones de la probabilidad de participar en el mercado de trabajo
Modelo Regresión Logística. Módulo 2ºT EPA-2002

Modelo 1												
VARIABLES	**MUJERES**						**VARONES**					
					Intervalo						Intervalo	
	Coefic.	E.T	RPR	1/RPR	E.I.	E.S.	Coefic.	E.T.	RPR	1/RPR	E.I.	E.S.
Discapacidad	-0,97	0,04	0,38	2,65	0,35	0,41	-2,38	0,04	0,09	10,81	0,09	0,10
Edad25-44 años	1,74	0,03	5,70		5,34	6,09	2,38	0,04	10,79		10,04	11,59
Edad45-64 años	1,11	0,04	3,03		2,81	3,26	0,97	0,05	2,63		2,40	2,89
Estud. Primarios o equiv.	0,91	0,09	2,47		2,07	2,95	1,25	0,12	3,48		2,78	4,36
Educación Secundaria	1,49	0,09	4,45		3,73	5,32	1,51	0,12	4,53		3,61	5,68
Educación Superior	2,55	0,09	12,86		10,72	15,43	1,78	0,12	5,92		4,70	7,46
Soltero	0,80	0,03	2,23		2,10	2,36	-1,14	0,04	0,32	3,11	0,30	0,35
Separado	0,73	0,04	2,07		1,93	2,23	-0,57	0,08	0,57	1,77	0,49	0,66
Cornisa Cantábrica	0,00	0,05	1,00	1,00	0,92	1,09	-0,18	0,06	0,83	1,20	0,74	0,93
Valle del Ebro	-0,07	0,05	0,93	1,07	0,85	1,03	0,07	0,07	1,07		0,94	1,22
Arco Mediterráneo	0,24	0,04	1,28		1,17	1,39	0,37	0,06	1,44		1,28	1,62
Cast.LaMancha y Cast.León	-0,13	0,05	0,88	1,13	0,81	0,96	0,16	0,06	1,18		1,05	1,32
Sur	-0,09	0,04	0,92	1,09	0,84	1,00	0,03	0,06	1,03		0,92	1,15
Archipiélagos	0,16	0,05	1,18		1,06	1,30	0,19	0,07	1,21		1,05	1,38
Constante	-2,85	0,11	0,06				-0,46	0,13	0,63			

Modelo 2												
VARIABLES	**MUJERES**						**VARONES**					
					Intervalo						Intervalo	
	Coefic.	E.T	RPR	1/RPR	E.I.	E.S.	Coefic.	E.T.	RPR	1/RPR	E.I.	E.S.
Discapacidad	-0,68	0,24	0,51	1,98	0,31	0,81	-1,23	0,28	0,29	3,41	0,17	0,50
Edad25-44 años	1,78	0,03	5,93		5,55	6,34	2,52	0,04	12,41		11,48	13,42
Edad45-64 años	1,13	0,04	3,09		2,87	3,34	0,98	0,05	2,66		2,42	2,92
Estud. Primarios o equiv.	0,68	0,11	1,98		1,61	2,44	0,90	0,17	2,46		1,77	3,41
Educación Secundaria	1,26	0,11	3,53		2,86	4,35	1,08	0,17	2,95		2,12	4,09
Educación Superior	2,34	0,11	10,35		8,36	12,80	1,33	0,17	3,80		2,72	5,30
Soltero	0,81	0,03	2,26		2,13	2,39	-1,14	0,04	0,32	3,12	0,30	0,35
Separado	0,73	0,04	2,07		1,92	2,22	-0,56	0,08	0,57	1,76	0,49	0,66
Cornisa Cantábrica	0,00	0,05	1,00	1,00	0,92	1,10	-0,19	0,06	0,83	1,21	0,74	0,93
Valle del Ebro	-0,07	0,05	0,94	1,07	0,85	1,03	0,07	0,07	1,07		0,93	1,22
Arco Mediterráneo	0,25	0,04	1,28		1,17	1,39	0,37	0,06	1,44		1,28	1,62
Cast.LaMancha y Cast.León	-0,13	0,05	0,88	1,13	0,81	0,96	0,16	0,06	1,17		1,04	1,32
Sur	-0,09	0,04	0,92	1,09	0,84	1,00	0,02	0,06	1,02		0,91	1,15
Archipiélagos	0,16	0,05	1,18		1,07	1,30	0,18	0,07	1,19		1,04	1,36
Discapacida*edad25_44	-1,16	0,15	0,31	3,20	0,23	0,42	-2,41	0,13	0,09	11,09	0,07	0,12
Discapacida*edad45_64	-0,93	0,15	0,39	2,53	0,30	0,53	-1,92	0,12	0,15	6,82	0,12	0,19
Discap*educ.primaria	0,65	0,21	1,92		1,27	2,90	0,62	0,26	1,85		1,11	3,08
Discap*educ.secundaria	0,78	0,21	2,19		1,45	3,30	0,97	0,26	2,63		1,58	4,39
Discap*educ.superior	0,50	0,23	1,64		1,05	2,57	1,04	0,28	2,84		1,65	4,88
Constante	-2,66	0,12	0,07				-0,08	0,18	0,93			
Número obs.	**56.750**						**55.595**					

Referencia:No discapacitado; Edad16_24años; analfabetos o sin estudios; casados; Zona de residencia: Madrid

de participar en el mercado de trabajo inferior, entre un 60 y un 70% al de las no discapacitadas de iguales características.

Malo (2004) estima con datos de discapacitados y no discapacitados diferentes especificaciones de ecuaciones de participación usando como fuente la EDDES-1999 y encuentra que, sin diferenciar por género, tener alguna discapacidad supone una probabilidad relativa de estar activo que es 1,25 veces inferior que si no se es discapacitado. A la vista de los resultados del cuadro 4 y de los proporcionados por Malo (2004) se desprende que, el efecto de la discapacidad sobre la probabilidad de estar activo es mucho mayor si se usan medidas auto-proporcionadas (EPA-2002) que medidas objetivas (EDDES-1999) Un exhaustivo trabajo recopilatorio que recoge el efecto de las diferentes limitaciones que produce la discapacidad sobre la participación en el mercado de trabajo es proporcionado por Currie y Madrian (1999) en el que se recogen estudios que indican que, medidas objetivas del estado de salud generan menores efectos estimados sobre la probabilidad de participar en el mercado de trabajo.

Las variables que recogen los efectos interacción (Modelo 2, Cuadro 4) indican que, los efectos de la discapacidad se multiplican tanto en los varones como en las mujeres conforme se hacen mayores. La oportunidad relativa de participar disminuye sensiblemente en el colectivo de discapacitados mayores de 45 años. Por su parte, el nivel educativo juega a favor tanto de hombres como de mujeres discapacitadas, paliando en parte el efecto de la discapacidad. El mayor efecto se ve en los varones discapacitados con estudios superiores mientras que en las mujeres es la educación secundaria la que aumenta en mayor medida su riesgo relativo de participar. Malo (2004) con datos de la EDDES-1999 encuentra que, salvo para el nivel de estudios de bachillerato, mayores dotaciones educativas facilitan la actividad.

7.- ANÁLISIS DE RESULTADOS PARA EL MODELO LOGIT DE PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO DE TRABAJO CON LA ENCUESTA SOBRE DISCAPACIDADES, DEFICIENCIAS Y ESTADO DE SALUD EDDES-1999

Se han estimado ecuaciones de participación en el mercado de trabajo de los individuos discapacitados diferenciadas por género. La descripción de las principales características de la muestra figura en el

Cuadro 5
Descripción de la población discapacitada según EDDES-1999
Porcentajes según característica

		Hombres	*Mujeres*
EDAD	**16-24**	9.5	5.9
	25-34	16.7	11.0
	35-44	17.9	16.5
	45-54	20.8	25.0
	55-64	35.1	41.6
		100%	100%
EDAD	**16-24**	9.5	5.9
	25-44	34.5	27.6
	45-64	56.0	66.5
		100%	100%
ESTADO CIVIL	**Otros estados**	44.0	36.9
	Casado	56	63.1
		100%	100%
NIVEL ESTUDIOS	**Analfabetos o sin estudios**	32.4	37.0
	Estudios primarios y secundarios de 1er ciclo	51.6	50.0
	Estudios secundarios y profesionales de segundo ciclo	10.1	8.2
	Estudios profesionales superiores y universitarios	5.9	4.8
		100%	100%
TIPO DISCAPACIDAD	**Discapacidad para ver**	18.1	18.5
	Discapacidad para oír	21.6	20.7
	Discapacidad para comunicarse	19.3	12.5
	Discapacidad para aprender	17.7	13.8
	Discapacidad para desplazarse	27.2	33.0
	Discapacidad para usar brazos y manos	29.8	34.8
	Discapacidad para desplazarse fuera hogar	53.7	52.2
	Discapacidad para cuidarse de sí mismo	15.5	13.5
	Discapacidad para realizar tareas del hogar	30.1	43.6
	Discapacidad para relaciones con otras personas	17.9	13.2
SEVERIDAD	**Sin dificultad alguna**	1.5	1.3
	Con dificultad moderada	35.0	37.8
	Con dificultad grave	24.3	26.5
	No puede realizar la actividad	39.2	34.4
		100%	100%
NÚMERO DISCAPACIDADES	**Media**	5.0	5.1

Fuente: Encuesta sobre Deficiencias, Discapacidades y Estado de Salud 1999. INE
Elaboración propia

cuadro 5, el resultado de las estimaciones en el cuadro 6 y las medidas de bondad del ajuste indican que el modelo clasifica correctamente al 75,1 y 72,2% de los varones y mujeres respectivamente.

Los resultados obtenidos en las estimaciones con las variables relativas a las discapacidades figuran contenidas en tres bloques: la pre-

sencia o no de cada una de las discapacidades; la percepción o no de ayudas técnicas externas o de las mismas combinadas con ayudas personales por cada una de las 10 agregaciones finales de las discapacidades y la severidad máxima de la discapacidad. No se incluye en las estimaciones la información relativa a si el individuo tiene o no certificado de minusvalía dada su asociación con la variable referida a la severidad antes mencionada.

Los varones con dificultad máxima moderada para realizar la actividad (que suponen el porcentaje más elevado) tienen una Ratio de Probabilidad Relativa de estar parados u ocupados de 1,83 si los comparamos con los que no tienen dificultad alguna. Este cociente de ratios se eleva hasta 2,47 en el caso de discapacidad grave. Los efectos de estas variables en las mujeres son algo contradictorios y no significativos en algún caso, y ello puede ser debido a que, aún declarando una discapacidad grave para realizar alguna actividad concreta, hay individuos que participan en el mercado de trabajo porque reciben las ayudas necesarias. Ese es el caso de las personas que tienen discapacidad severa para oír, de las cuales el 45% se declaran activas y el 80% de éstas, ocupadas. Un estudio más detallado de la severidad de la discapacidad en las mujeres debería ser realizado a fin de explicar los resultados. Sin embargo, este estudio no es posible con las bases de datos actuales, que contienen información limitada sobre estos aspectos.

Los tipos de discapacidad no son mutuamente excluyentes, por lo que se incluyen todas ellas como dummies en el modelo de participación, sin dejar ninguna categoría de referencia. Cada coeficiente cuantifica el diferencial en el score entre los que presentan y los que no presentan ese tipo de discapacidad.

La tipología de la discapacidad declarada condiciona de manera relevante la participación en el mercado de trabajo. Las discapacidades para desplazarse, desplazarse fuera del hogar, realizar tareas del hogar y relacionarse con otras personas suponen una menor proclividad a estar activo que la de aquellos que no las manifiestan. Hay que destacar que son las discapacidades que tienen su origen en deficiencias mentales y en las relacionadas con la motricidad las que presentan menores tasas de integración laboral si las comparamos con las de aquéllos que tienen discapacidades con origen en deficiencias sensoriales (problemas de visión y audición) que son colectivos con una inserción laboral relativamente elevada. En los varones, la discapacidad que afecta más severamente a la probabilidad de participar

es la de relacionarse con otras personas. En este colectivo, sólo el 8,6% tiene un empleo remunerado aunque el 72% de ellos se considera con capacidad para trabajar. La tasa de paro de las mujeres con esta discapacidad, aún siendo elevada (37%) es inferior a la de los varones (48%). Estos resultados con similares a los hallados por Baldwin y Johnson (1995) para el colectivo de mujeres discapacitadas. Estos autores encuentran que son las limitaciones sensoriales las únicas que no afectan negativamente la probabilidad de acceso al empleo, mientras que sí lo hacen las limitaciones relacionadas con la movilidad, la fuerza y la resistencia. La tipología de limitaciones obtenida por estos autores difiere, no obstante de la utilizada en este estudio, ya que, lo que obtienen son factores retenidos en un Análisis de Componentes Principales, en el que algunas variables presentan una comunalidad o calidad de representación baja. Las variables relativas a la discapacidad procedentes de la EDDES-1999 constituyen una medida más fiel de la tipología de la discapacidad. Por su parte, los resultados obtenidos por Kidd et al (2000) en la estimación de ecuaciones de participación laboral de varones, sugieren que el tipo de discapacidad juega un papel importante en la probabilidad de estar empleado; efecto que es negativo en el caso de individuos que declaran discapacidades psicológicas o relacionadas con el aprendizaje si los comparamos con los que presentan alguna discapacidad sensorial o relacionada con la respiración o problemas del corazón. Las enfermedades mentales minoran la capacidad de trabajo en mayor medida que los transtornos de audición según O'Donnell (1998).

Si bien es cierto que los factores que determinan la incorporación al mercado de trabajo de los discapacitados son múltiples, y que podríamos resumirlos en

- Factores personales y que pueden condicionar su productividad (habilidades, destrezas, formación)
- Factores del entorno (actitudes familiares, de los empleadores y del entorno más cercano)
- Características del mercado de trabajo (tasas de ocupación, actividad y paro de la zona de residencia)
- Políticas de empleo (regulaciones, medidas de fomento de la inserción)

Es también acertado pensar que la disponibilidad de ayudas técnicas externas posibilita un grado de autonomía, independencia e inte-

Cuadro 6
Estimaciones de la probabilidad de participar en el mercado de trabajo de las personas con discapacidad
Modelo Regresión Logística. EDDES-1999

VARIABLES	MUJERES						VARONES					
					Intervalo						Intervalo	
	Coefic.	E.T	RPR	1/RPR	E.I.	E.S.	Coefic.	E.T.	RPR	1/RPR	E.I.	E.S.
Edad25-44 años	0,06	0,03	1,06		1,00	1,12	0,21	0,02	1,23		1,18	1,28
Edad45-64 años	0,76	0,03	2,13		2,00	2,26	-0,08	0,02	0,93	1,08	0,89	0,97
Estud. Primarios o equiv.	0,02	0,02	1,02		0,98	1,06	-0,16	0,02	0,85	1,18	0,82	0,88
FPI o equivalente	-0,26	0,03	0,77	1,30	0,72	0,82	-1,00	0,03	0,37	2,71	0,35	0,39
Bachillerato o equiv.	0,19	0,03	1,22		1,14	1,29	-0,02	0,03	0,98	1,02	0,93	1,03
FPII o equiv.	2,09	0,07	8,07		7,05	9,24	0,35	0,05	1,42		1,29	1,56
Estad. Universitarios o equiv.	0,37	0,03	1,44		1,35	1,54	0,40	0,04	1,49		1,38	1,62
Ingresos mensuales del hogar:												
De 44.001 a 65.000 ptas.	0,76	0,05	2,15		1,93	2,38	-0,61	0,04	0,54	1,84	0,50	0,59
De 65.001 a 130.000 ptas.	2,10	0,05	8,17		7,40	9,01	1,02	0,04	2,79		2,59	3,00
De 130.001 a 195.000 ptas.	2,07	0,05	7,92		7,17	8,76	1,82	0,04	6,20		5,75	6,69
De 195.001 a 260.000 ptas.	3,45	0,05	31,53		28,36	35,05	2,37	0,04	10,75		9,92	11,64
De 260.000 a 325.000 ptas.	3,57	0,06	35,65		31,77	39,99	3,61	0,05	36,94		33,17	41,13
Más de 325.000 ptas.	3,04	0,06	20,86		18,64	23,35	3,55	0,05	34,66		31,26	38,42
Discapacidad para:												
Ver	0,27	0,02	1,30		1,25	1,36	0,43	0,02	1,54		1,49	1,60
Oír	-0,10	0,02	0,91	1,10	0,87	0,94	0,64	0,02	1,90		1,84	1,97
Comunicarse	0,46	0,04	1,59		1,48	1,70	0,14	0,02	1,16		1,11	1,21
Aprender, aplicar conocimientos	0,51	0,04	1,66		1,53	1,80	0,19	0,03	1,21		1,14	1,29
Desplazarse	-0,58	0,02	0,56	1,78	0,54	0,58	-0,02	0,02	0,98	1,02	0,94	1,01

Usar brazos y manos	0,13	0,02	1,14		1,10	1,18	0,34	0,02	1,40		1,36	1,45
Desplazarse fuera del hogar	-0,51	0,02	0,60	1,67	0,58	0,62	-0,16	0,02	0,86	1,17	0,83	0,89
Cuidarse de sí mismo	1,25	0,04	3,49		3,25	3,76	1,09	0,03	2,96		2,77	3,17
Realizar tareas del hogar	-0,35	0,02	0,71	1,41	0,68	0,74	-0,01	0,03	0,99	1,01	0,95	1,05
Relaciones con otras personas	-0,23	0,03	0,80	1,25	0,75	0,85	-0,76	0,02	0,47	2,14	0,45	0,49
Ayudas Técnicas o Téc. y personales en discapacidad:												
para Ver	-0,62	0,03	0,54	1,86	0,50	0,57	0,06	0,04	1,06		0,98	1,16
Oír	0,07	0,04	1,08		1,00	1,15	0,21	0,03	1,24		1,16	1,32
Comunicarse	-0,38	0,13	0,68	1,47	0,53	0,88	-1,50	0,18	0,22	4,49	0,16	0,31
Aprender, aplicar conocimientos							-0,95	0,18	0,39	2,59	0,27	0,55
Desplazarse	-0,64	0,04	0,53	1,90	0,48	0,57	0,18	0,03	1,20		1,12	1,28
Usar brazos y manos							-0,50	0,06	0,61	1,65	0,54	0,69
Desplazarse fuera del hogar	1,29	0,04	3,64		3,37	3,92	0,09	0,03	1,09		1,03	1,15
Cuidarse de sí mismo	-2,47	0,10	0,08	11,77	0,07	0,10	-1,46	0,07	0,23	4,28	0,20	0,27
Realizar tareas del hogar	1,70	0,07	5,47		4,74	6,32	-0,01	0,06	0,99	1,01	0,89	1,11
Severidad máxima para la actividad:												
Con dificultad moderada	-0,25	0,07	0,78	1,28	0,68	0,89	-0,60	0,06	0,55	1,83	0,48	0,62
Con dificultad grave	-0,11	0,07	0,90	1,11	0,79	1,03	-0,91	0,06	0,40	2,47	0,36	0,46
No puede realizar la actividad	0,06	0,07	1,06		0,92	1,22	-0,79	0,07	0,45	2,21	0,40	0,51
Constante	-1,07	0,09	0,34	2,92			-0,72	0,08	0,48	2,06	0,48	0,62
Número obs.	726						1336					

Referencia: edad16_24 años; analfabetos o sin estudios; severidad máxima declarada: sin dificultad alguna para realizar la actividad.

En las estimaciones se incluyeron, además, el estado civil (Categoría de referencia: Soltero. Resto: Casado, Viudo, Separado legalmente y Divorciado); la zona geográfica de residencia (Categoría de referencia: Cornisa Cantábrica. Resto: Valle del Ebro, Arco Mediterráneo, Centro, Sur, Archipiélagos y Madrid) y el tamaño del habitat de residencia (Categoría de referencia: Hasta 10.000 habitantes. Resto: De 10 a 50 mil, De 50 a 500 mil y Más de 500 mil habitantes)

gración que puede paliar en mayor o menor medida la limitación debida a la discapacidad.

A partir de la información proporcionada en la EDDES-1999 sobre la percepción por parte del discapacitado de algún tipo de ayuda técnica externa (audífonos, silla de rueda,…) o alguna ayuda técnica combinada con otra personal por cada una de las 36 discapacidades contenidas en la encuesta, se construyen 10 nuevas dummies que toman el valor 1 si el individuo percibe alguna ayuda técnica sola o combinada con personales por alguna de las 10 agrupaciones de discapacidades. De las estimaciones recogidas en el cuadro 6 se desprende que, por ejemplo, la discapacidad para oír, desplazarse fuera del hogar o realizar tareas del hogar reduce la probabilidad relativa de participar en el caso de las mujeres si tienen estas limitaciones. Pero, sin embargo, el signo positivo de los coeficientes estimados de las variables ficticias relativas a las ayudas técnicas o técnicas y personales para estas mismas discapacidades reflejan que dichas ayudas tienden a compensar el efecto de la discapacidad.

De los varones y mujeres que el modelo clasifica, por sus características, erróneamente como inactivos, el 55 y el 48% de ellos y ellas respectivamente, participa contra todo pronóstico en el mercado de trabajo. De hecho, la casi totalidad de ellos está ocupado y, casi un 20%, son perceptores de ayudas técnicas por las discapacidades relacionadas con las limitaciones de movimiento y de audición. En cierto sentido, estas ayudas pueden ser consideradas como ayudas que modifican conducta.

La importancia de las ayudas (técnicas, personales, económicas y de otro tipo) en aras a conseguir la igualdad de oportunidades de los discapacitados ha quedado plasmada en 2003 en normativas españolas y europeas además de en un Libro Blanco. La propia Ley 51/2003 de 2 de diciembre, "de igualdad de oportunidades, no discriminación y accesibilidad universal de las personas con discapacidad" recoge como medidas de acción positiva aquellas que consistan en apoyos complementarios ya sean ayudas económicas, técnicas, personales y de servicios. La resolución 2003/C 39/03 del Consejo de la Unión Europea[6] insta a los gobiernos a aprovechar las posibilidades de la sociedad de la información y el conocimiento para las personas con discapacidad, promoviendo la accesibilidad electrónica y la aplicación

6. Resolución del Consejo de la Unión Europea de 6 de febrero de 2003 sobre "Accesibilidad electrónica" para mejorar el acceso de las personas con discapacidad a la sociedad del conocimiento

y el desarrollo de instrumentos en el ámbito de la tecnología. Por su parte, el Libro Blanco I+D+i al servicio de las personas con discapacidad y las personas mayores propone la creación de un Sistema de Provisión de Accesibilidad y Ayudas Técnicas para el análisis del proceso de prescripción y financiación de la Accesibilidad y la provisión de Ayudas Técnicas.

Existe un efecto significativo de la edad sobre la probabilidad de participar (cuadro 6). Los varones con edades entre 45 y 64 años tienen menor probabilidad relativa de participar, frente a la de no participar, que la del grupo de referencia -16 a 24 años-. Ocurre lo contrario en el caso de las mujeres de 45 a 64 años, que tienen una oportunidad relativa o riesgo relativo de participar que es 2,13 veces mayor que el de las más jóvenes. Este efecto de incremento del riesgo relativo de participar conforme aumenta la edad en las mujeres –si las comparamos con las más jóvenes, 16 a 24 años- no es frecuente en la literatura. Es claro que, dentro del colectivo de discapacitados, podemos diferenciar a los jóvenes, que tienen importantes problemas de inserción laboral que puede dañar su integración social para toda la vida, de los mayores, muchos de los cuales están discapacitados por razones inherentes a la edad o al tipo de trabajo, y para los cuales la discapacidad ha constituido su salida del mercado de trabajo. Las políticas activas para proteger a ambos colectivos han de diferir significativamente.

Un efecto esperado era el impacto positivo de la inversión en capital humano sobre la probabilidad de participar. En ambos sexos, los niveles más altos de educación (FPII y Estudios universitarios) incrementan la probabilidad de estar empleado comparado con aquellos que son analfabetos y sin estudios. Kidd et al (2000), Gannon y Nolan (2003) y García-Serrano y Malo (2002) encuentran el mismo efecto con datos para países europeos. Concretamente, tanto en los varones como en las mujeres, tener estudios universitarios o equivalentes (cuadro 6) incrementa la probabilidad relativa de participar frente a la de no participar casi en 1,5 veces. Los resultados empíricos de Dean y Dolan (1992) con información relativa a los programas de formación muestran que la inversión en educación superior como estrategia de ayuda a personas con discapacidad para trabajar es coste efectiva.

Destaca en la estimación que, para el caso de las mujeres, haber finalizado estudios de FPII o equivalentes incrementa el riesgo relativo de participar entre 7 y 9 veces si lo comparamos con las discapa-

citadas analfabetas o sin estudios. El nivel educativo en el que hay más elementos muestrales es el de estudios primarios y este nivel educativo incrementa en las mujeres la oportunidad relativa de participar frente a la de no participar en 1,02 veces. No obstante, hay que destacar que, por razones obvias, la muestra con la que se realizan estas estimaciones está compuesta por individuos que tienen edades medias superiores a la de otros estudios en los que tradicionalmente se analizan los rendimientos económicos de la educación.

Tradicionalmente, a las barreras educativas al acceso al mercado de trabajo se suelen unir las barreras económicas que, en este caso son muy pronunciadas. Si consideramos los ingresos familiares mensuales como proxy de la clase social y siguiendo a Rees y Gray (1982), Rosenbaum, DeLuca, Miller y Roy (1999) las familias suelen adoptar estrategias tendentes a la inserción laboral de sus miembros y, estas estrategias estarán condicionadas, según estos mismos autores, por los contactos, influencias y redes profesionales de los familiares. Un efecto esperado era pues que las RPR aumentaran considerablemente conforme mayor es el nivel de ingresos de la familia.

Aunque no figuran recogidos en el cuadro los efectos del estado civil, la zona geográfica de residencia y el tamaño del habitat, éstos resultan globalmente significativos. Son los varones solteros discapacitados los que tienen menor probabilidad relativa de participar. Existe también un efecto que podemos denominar "zona geográfica y tamaño del habitat de residencia". Así, y tomando como referencia los municipios más pequeños -de hasta 10.000 habitantes- sólo los varones que habitan en los municipios de entre 50 y 500 mil habitantes ven incrementada su oportunidad relativa de incorporarse a la fuerza laboral.

8.- CONCLUSIONES

En España, al igual que ocurre en los países de nuestro entorno, una parte significativa de la población en edad de trabajar tiene alguna discapacidad. A pesar de las distintas iniciativas políticas y legislativas en orden a favorecer la integración laboral de este colectivo, las cifras demuestran la persistencia de discriminación laboral, que multiplica sus efectos si se analiza por sexos. Son pues múltiples las barreras a las que se enfrentan los discapacitados en su intento por una participación plena en el mercado de trabajo.

Los resultados del presente estudio muestran que la discapacidad reduce significativamente las probabilidades de inserción laboral, en parte debido a la propia limitación, a la reducción de la productividad inherente a la tipología de la discapacidad y su severidad y, en parte, también, a la existencia de discriminación en el mercado de trabajo e incumplimiento de la legislación. Si bien es obvio que una discapacidad altamente limitante supone por sí misma una barrera a la incorporación laboral, no lo es tanto el hecho de que, aquéllos con discapacidades que limitan sólo en alguna medida la capacidad para trabajar tengan menos posibilidades de estar activos que los no discapacitados, lo cual podría ser una señal de existencia de discriminación Las políticas activas para enmendar estas situaciones pasan, en países como Alemania, por computar como dos e incluso como tres puestos de trabajo aquellos ocupados por discapacitados severos en el cómputo total del cupo de reserva de puestos. En Suecia, por ejemplo, el empresario es el responsable de identificar y determinar las necesidades de adaptación de los puestos de trabajo mientras que, en Alemania, la Ley de Personas con Discapacidad Severa insta a éstos a la instalación de talleres, máquinas y a la organización de la producción de modo que se ajusten a los requerimientos de trabajadores con discapacidad, si de estas demandas no se derivan gastos desproporcionados.

Resultan significativos en nuestros modelos los efectos interacción entre la discapacidad y la edad o el nivel educativo. Aunque no puede decirse que la educación "vacune" contra la inactividad, sí es cierto que la inversión en capital humano incrementa la probabilidad de participar.

Se detectan también diferencias significativas en las probabilidades de estar activo frente a las de estar inactivo según el género, el estado civil, el lugar de residencia y la tipología de la discapacidad/es declaradas. Ello es fiel reflejo de la necesidad de poner en marcha de manera efectiva medidas activas dirigidas a colectivos de discapacitados con mayor riesgo de exclusión del mercado laboral en particular, y de exclusión social en general, como es el caso de las mujeres o los jóvenes para los cuales el desempleo puede tener un efecto ulterior estigmatizante y excluyente.

Aunque la mayoría de las personas en edad laboral con alguna discapacidad puede trabajar, hay algunas discapacidades que limitan severamente la incorporación de este colectivo a la actividad económica. Concretamente, las estimaciones señalan que las discapacidades

sensoriales limitan en menor medida las probabilidades de participación que aquellas que restringen la capacidad para el desplazamiento como son la dificultad para moverse o para desplazarse dentro y fuera del hogar y la dificultad para utilizar brazos y manos. Otras discapacidades relacionadas con la capacidad de relacionarse también afectan negativamente a las probabilidades de estar activo frente a las de estar inactivo. El Consejo Económico y Social en su Informe de 2003 sobre la situación de las personas con discapacidad en España señala como medidas activas y preventivas aquellas que van dirigidas a colectivos de discapacitados con mayor riesgo de exclusión, como los discapacitados intelectuales con transtornos mentales y graves discapacidades físicas y/o sensoriales.

El gran reto es la consecución de un mercado de trabajo inclusivo que permita reducir las disparidades existentes en el terreno laboral. Fomentar la integración y la participación de las personas con discapacidad en el mercado de trabajo; eliminar los obstáculos para la integración a través de la adopción de medidas de igualdad y de accesibilidad; asegurar la aplicación de las directivas europeas y de la legislación estatal y autonómica, así como sensibilizar a los agentes sociales y autoridades implicadas que siguen siendo, a la vista de los datos aportados, asignaturas pendientes no sólo en nuestro país sino también en los de nuestro entorno.

La integración laboral de este colectivo pasa fundamentalmente por su inclusión en empleos ordinarios que, no cabe duda, deben ir acompañados de políticas que fomenten y aseguren el cumplimiento de las cuotas de reserva que se incumplen con frecuencia en nuestro país. En este sentido, el Plan Nacional de Acción para el Empleo (2003), el Plan Nacional de Acción para la Inclusión Social 2003-2005 así como el II Plan de Acción para las personas con discapacidad 2003-2007 proponen actuaciones específicas de mejora de la intermediación laboral, y contemplan cada vez con mayor intensidad la dimensión de género en la promoción social de la mujer con discapacidad, plasmada en estudios como el referido a "Indicadores de Exclusión Social en Mujeres con Discapacidad". Asimismo, promueven actuaciones específicas, como la consolidación de redes de promoción social de la mujer con discapacidad. En países como Suecia no se ha revelado necesario una normativa específica que regule el derecho de las personas con discapacidad al trabajo y ésa debe ser la tendencia en los países de la UE.

Bibliografía

Anderson, K.H. y R.V. Burkhauser (1984), "The Importance of the Measure of Health in Empirical Estimates of the Labor Supply of Older Men", *Economics Letters,* 16, pp. 375-380.

Baldwin, M. y W.G. Johnson (1992), "Estimating the Employment Effects of Wage Discrimination", *The Review of Economics and Statistics,* 74, pp. 446-455.

Baldwin, M. y W.G. Johnson (1994), "Labor Market Discrimination against Men with Disabilities", *The Journal of Human Resources,* XXIX(1), pp. 1-19.

Baldwin, M. y W.G. Johnson (1995), "Labor Market Discrimination against Women with Disabilities", *Industrial Relations,* 34(4), pp. 555-577.

Benitez-Silva, H., M. Buchinsky, H.M. Chan, S. Cheidvasser y J. Rust (2000), "How Large is the Bias in Self-Reported Disability Status?", Working paper 7526, NBER.

Bound, J. (1989), "The Health and Earnings of Disability Insurance Applicants", *American Economic Review*, LXXIX, pp. 482-503.

Bound, J. (1991), "Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models", *The Journal of Human Resources,* XXVI(1), pp. 106-138.

Bound, J., M. Schoenbaum y T. Waidmann (1995), "Race and Education Differences in Disability Status and Labor Force Attachment in the Health and Retirement Survey", *The Journal of Human Resources*, XXX, Supplement, pp. S227-S267.

Burkhauser, R.V. y R. H. Haveman (1982), "Disability and Work: The Economics of American Policy". The Johns Hopkins University Press, Baltimore.

Cater, B. y J.B. Smith (1999), "Inferring Disability from Post-Injury Employment Duration", *Applied Economics Letters,* 6, pp. 747-751.

CES (2003), "La Situación de las Personas con Discapacidad en España", Colección Informes, Consejo Económico y Social, Madrid.

Chirikos, T.N. y G. Nestel (1981), "Impairment and Labor Market Outcomes: A Cross-Sectional and Longitudinal Analysis", en *Work and Retirement: A Longitudinal Study of Men*, H.S. Parnes, MIT Press, Cambridge, MA, pp. 91-131.

Chirikos, T.N. y G. Nestel (1985), "Further Evidence on the Economic Effects of Poor Health", *The Review of Economics and Statistics,* 67, pp. 61-69.

Currie, J. y B. Madrian (1999), "Health, Health Insurance and the Labor Market", en O. Ashenfelter y D. Carod (eds.), *Handbook of Labor Economics*, volumen 3c, North-Holland, Amsterdam.

Dean, D.H. y R.C. Dolan (1992), "Efficacy of Higher Education for Persons with Work Disabilities", *Economics of Education Review*, 11(1), pp. 51-60.

Devine, T.J. y N.M. Kiefer (1991), Empirical labor economics: The search approach. Oxford University Press, New York.

Gannon, B. y B. Nolan (2003), "Disability and Labour Market Participation". Working paper HRB. Economic and Social Research Institute, Ireland.

García-Serrano, C. y M.A. Malo (2002), "Discapacidad y mercado de trabajo en la Unión Europea", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 12(2), pp. 237-255.

Haveman, R. y B. Wolfe (1984). "The Decline in Male Labor Force Participation: Comment", *Journal of Political Economy*, 92(3), pp. 532-541.

Haveman, R. y B. Wolfe (1990), "The Economic Well-Being of the Disabled: 1962-1984", *The Journal of Human Resources,* XXV(1), pp. 32-54.

Holzer, H.J. (1988), "Search methods used by unemployed youth", *Journal of Labor Economics*, 6(1), pp. 1-20.

Kidd, M., P. Sloane e I. Ferko (2000), "Disability and the Labour Market: An Analysis of British Males", *Journal of Health Economics,* 19, pp. 961-981.

Lambrinos, J. (1981), "Health: A Source of Bias in Labor Supply Models". *The Review of Economics and*

Statistics, 63, pp. 206-212.

Livermore, G.A., D. Stapleton, M. Nowak, D. Wittenburg, y E. Eiseman (2000), "The Economics of Policies and Programs Affecting the Employment of People with Disabilities", Cornell University, The Lewin Group, It, NY

Loprest, P., K. Rupp y S.H. Sandell (1995). "Gender, Disabilities, and Employment in the Health and Retirement Study", *The Journal of Human Resources*, XXX. Suplemento, pp. S293-S318.

Malo, M.A. (2001), "Discapacidad y participación en el mercado de trabajo: Una comparación de la situación española con la del conjunto de países europeos del panel de Hogares" en L. Garrido y L. Toharia, *Condiciones de vida en España y en Europa*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.

Malo, M.A (2003), "Las Personas con Discapacidad en el Mercado de Trabajo Español". *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, nº 46, .pp. 99-126

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*, vol.27, pp. 075-108

Mortensen, D.T. (1986), "Job search and labor market analysis", en Ashenfelter, O.C. y Card, D. (ed), *Handbook of Labour Economics*, volumen 2, North-Holland, Amsterdam.

O'Donnell, O. (1998), "The Effect of Disability on Employment Allowing for Work Incapacity". University of Kent, Department of Economics, Discussion Paper 98/13

Parsons, D.O. (1980), "The Decline in Male Labor Force Participation", *Journal of Political Economy*, 88(1), pp. 117-134.

Parsons, D.O. (1982), "The Male Labor Force Participation Decision: Health, Reported Health and Economic Incentives". *Economica,* 49, pp. 81-91.

Parsons, D.O. (1984). "Disability Insurance and Male Labor Force Participation: A Response to Haveman and Wolfe", *Journal of Political Economy*, 92(3), pp. 542-549.

Rees, A. y W. Gray (1982). "Family effects in youth employment", en , R.B. Freeman y D.A. Wise (eds.): *The Youth Labor Market Problem: Its Nature, Causes and Consequences.* Chicago University Press

Rosenbaum, J.E., S. DeLuca, S.R. Miller y K. Roy (1999), "Pathways into work: Short-and long-term effects of personal and institutional ties", *Sociology of Education,* 73(3), pp. 179-196

Stern, S. (1989). "Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation", *The Journal of Human Resources,* XXIV(3), pp. 361-395.

Wilkins, R. (2003), "Labor Markets Outcomes and Welfare Dependence of Persons with Disabilities in Australia". Melbourne Institute, Working paper nº 2/03

Zwinkels, W. (2001), "The Employment Situation of People with Disabilities in the European Union". Research paper, EIM Business and Policy Research http://www.employment-disability.net

El valor de las recomendaciones de consenso de los analistas financieros en el mercado de capitales español*

Germán López Espinosa
Dpto. Empresa
Universidad de Navarra
J. Carlos Gómez Sala
Dpto. Economía Financiera
Universidad de Alicante

Abstract

In this paper we examine the value of analysts' stock recommendations in the Spanish capital market in the period 1994-2003. In every month of the sample period the assets have been classified into five portfolios first attending its consensus level and second by changes of consensus level. The portfolio recommendations returns have been estimated using different models in the context of the portfolio calendar-time methodology. The results obtained show that sell-side analysts are able to detect consistently profitable investment opportunities, before and after taking transaction costs into account. Investors could obtain significant positive risk adjusted abnormal returns buying the best recommended assets and selling simultaneously the worst consensus stocks. However a portion of these returns could be attributed to their tendency to recommend the acquisition of big "value" stocks and the sell of small shares with negative prices momentum. Finally, the results are robust to the number and criteria used to build the portfolios and the benchmarks employed to estimate the abnormal returns.

1 Introducción

Los analistas de inversión son profesionales cuya actividad consiste

* Los autores agradecen el apoyo financiero de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto SEJ2005-09372.

básicamente en recoger información de las sociedades cotizadas para procesarla y transformarla en predicciones de beneficios, precios objetivo y recomendaciones de inversión. Las recomendaciones son el medio que utilizan normalmente los analistas para comunicar su opinión acerca de la inversión en un activo y aconsejar un determinado curso de acción. El grado de atractivo de un título como inversión se plasma otorgándole un nivel o recomendación concreta en una escala ordinal con un reducido número de valores discretos. Por ejemplo, comprar (vender) indica la creencia de que el activo está infravalorado (sobrevalorado) y un juicio profesional sobre sus posibilidades de apreciación (depreciación) en un periodo de tiempo dado. Por otro lado, el cambio en la recomendación de un título respecto a su nivel previo, representa una modificación en la opinión del analista acerca de los resultados futuros esperados. El cambio puede suponer una mejora o un empeoramiento. La reiteración significa que el analista mantiene la recomendación anterior.

Desde la perspectiva de la hipótesis de eficiencia de Grossman y Stiglitz (1980), en la que la información es costosa, lo que hace que no esté universalmente disponible para todos los inversores, los analistas aportan información adicional a la contenida en los precios de mercado. Los inversores individuales e institucionales utilizan las recomendaciones para formar sus propias creencias acerca del valor de un activo y tomar sus decisiones de inversión. Influyendo en las expectativas de los inversores, los analistas inciden en el precio de las acciones y contribuyen a la eficiencia del mercado.

El objetivo de este trabajo consiste en examinar si los analistas con sus recomendaciones anticipan la dirección en la que se moverán los precios de los activos, permitiendo que los inversores obtengan rentabilidades extraordinarias. Concretamente, se estudia la capacidad de los analistas como grupo para seleccionar los mejores activos cotizados. La principal aportación del trabajo consiste en examinar en el mercado español el valor de las recomendaciones de los analistas en las decisiones de inversión utilizando una metodología en tiempo de calendario y la información procedente de las casas de análisis, recogida y sistematizada en la base de datos Factset-JCF, en lugar de fuentes secundarias (prensa económica, agencias de noticias, etc.).

En conjunto nuestros resultados demuestran que, en promedio, los títulos con las recomendaciones más favorables, semejantes a

compra, generan rentabilidades superiores a los títulos que los analistas aconsejan peor, con recomendación equivalente a venta. La diferencia de rentabilidad es positiva, incluso después de controlar por determinadas características de las empresas con capacidad demostrada para explicar la distribución de sección cruzada de las rentabilidades de las acciones. No obstante, se ha comprobado que la diferencia de rentabilidad entre los títulos con recomendación de compra y de venta, deriva en parte de la tendencia de los analistas a aconsejar la enajenación de los títulos perdedores en los últimos doce meses y la adquisición de títulos más orientados al valor (ratio *book-to-market* alto) que al crecimiento (ratio *book-to-market* bajo). Asimismo, se ha constatado que la rentabilidad media de las acciones cuya recomendación mejora es superior a la de los títulos cuyo nivel de consenso empeora. Los resultados obtenidos son robustos al criterio utilizado para formar las carteras de recomendaciones, al número de carteras considerado y a los factores de riesgo considerados. Finalmente, cuando se consideran los costes de transacción, se comprueba que los inversores pueden obtener rentabilidades anormales netas positivas siguiendo las recomendaciones más favorables, pero que las posibilidades de obtener rendimientos positivos con los cambios de consenso desaparecen debido a la elevada rotación de estas carteras.

El resto del trabajo se organiza de la forma siguiente. En el apartado segundo se realiza un breve resumen de la literatura empírica previa sobre el valor de las recomendaciones de inversión de los analistas. En la tercera sección se describe la base de datos Factset-JCF y el resto de la información utilizada, así como el cálculo de las variables consenso y cambio de consenso. El epígrafe cuarto se dedica a explicar el proceso seguido para construir las carteras de recomendaciones en base al nivel de consenso y al cambio de consenso, a exponer la metodología empleada para estimar la rentabilidad atribuible a las recomendaciones de inversión y a presentar los resultados. En el apartado quinto se utilizan distintos procedimientos para validar que los resultados obtenidos son atribuibles a las recomendaciones y no al diseño de la investigación, como el número de carteras o las variables utilizadas para aproximar atributos de la empresa, la omisión de carteras de referencia y los costes de transacción. El trabajo termina con un resumen de las principales conclusiones alcanzadas.

2. LITERATURA PREVIA

La literatura empírica previa sobre recomendaciones de inversión de los analistas sigue dos líneas fundamentales: la perspectiva denominada tiempo de acontecimiento, en la que se examinan los efectos a corto plazo de las recomendaciones y de los cambios en las recomendaciones en tiempo relativo a la fecha en que se emiten o publican, y una segunda perspectiva denominada de tiempo de calendario, en la que se realiza una evaluación de carteras manteniendo las fechas reales de emisión de las recomendaciones y de los cambios correspondientes.

En la perspectiva de tiempo de acontecimiento existen varias líneas secundarias de investigación según que se utilicen datos publicados en distintos medios de comunicación o datos directamente difundidos por las casas de análisis. La evidencia sobre recomendaciones publicadas es muy abundante. Los trabajos más conocidos examinan las recomendaciones difundidas a través de distintos medios de comunicación. Lloyd-Davies y Canes (1978), así como Beneish (1991), examinan las recomendaciones publicadas en la sección *Wall Street Journal's Heard on the Street*, detectando rentabilidades positivas del 2% para las recomendaciones de compra y del -3% para las recomendaciones de venta. De igual modo, Barber y Loeffler (1993) encuentran que con los títulos recomendados en la columna *Wall Street Journal's Databoard* se pueden obtener rentabilidades un 4% superiores a las obtenidas con una cartera aleatoriamente seleccionada. Graham y Harvey (1996) han estudiado las recomendaciones de la revista *Investment Newsletter* con resultados parecidos. De manera similar, en el mercado español, Gonzalo e Inurrieta (2001) demuestran que se pueden obtener rentabilidades anormales positivas alrededor de los cambios de recomendaciones difundidos por *Bloomberg*, y Menéndez (2005) ha detectado que el mercado reacciona antes de la publicación de las recomendaciones de inversión en el diario *Cinco Días.*

Las recomendaciones y los cambios de recomendaciones obtenidos de fuentes secundarias, tienen el inconveniente de que se difunden con posterioridad a su emisión por los analistas, una vez que podrían haber perdido la mayor parte de su valor. Para solventar este problema se empezaron a utilizar las recomendaciones (cambios), con su correspondiente fecha de emisión, recogidas y difundidas por firmas especializadas como *First Call*, *Zack Investment* o I/B/E/S.

Womack (1996), utilizando datos de los cambios extremos de recomendaciones realizados por las mayores casas de análisis de Estados Unidos, detecta rentabilidades positivas del 3% en la mejora a compra y una caída del 4.7% en el deterioro a venta en un periodo de tres días alrededor de la fecha de recomendación. Finalmente, en esta línea de investigación se ha observado que la reacción de los precios a las recomendaciones puede llegar a tardar varios meses en incorporarse completamente a los precios (Stickel, 1995; Womack, 1996; Brav y Lehavy, 2002).

La metodología de tiempo de calendario fue introducida en esta área por Barber, Lehavy, McNichols y Trueman (2001, 2003), para analizar el valor de las estrategias de negociación basadas en el nivel medio de consenso de las recomendaciones de los analistas en Estados Unidos. En su primer trabajo detectaron que una estrategia de negociación consistente en comprar los activos favorablemente recomendados y vender simultáneamente los títulos con recomendaciones inferiores, genera rentabilidades anormales que desaparecen cuando se tienen en cuenta los costes de transacción. En el segundo de los trabajos detectaron que la estrategia anterior generó resultados negativos a partir de la caída de las cotizaciones del año 2000, debido a que los analistas continuaron aconsejando favorablemente las acciones que peor se comportaron a partir de esa fecha.

Jegadeesh y Kim (2003) utilizaron una metodología similar con datos de recomendaciones de los analistas de los países del G7, llegando también a la conclusión de que las estrategias de negociación basadas en el nivel de consenso no han sido rentables, debido a que las pérdidas obtenidas a partir del año 2000 han eliminado los beneficios de los años anteriores. Posteriormente, Jegadeesh, Kim, Krische y Lee (2004) demuestran que los cambios en las recomendaciones predicen rentabilidades futuras, sugiriendo que podrían captar aspectos cualitativos de la actividad de una compañía (capacidad del equipo directivo, alianzas estratégicas, activos intangibles, y otras oportunidades de crecimiento) que no recogen otras variables cuantitativas.

Chen y Cheng (2005) constatan que los inversores institucionales siguen las recomendaciones de inversión, incrementando (reduciendo) su participación en las compañías con recomendaciones favorables (desfavorables). Por su parte, Bradshaw (2004) constata que, a la hora de emitir sus recomendaciones, los analistas no se apoyan sólo en modelos de valoración sino que utilizan también información adicional sobre la empresa.

En este trabajo se sigue esta segunda perspectiva metodológica, analizando en tiempo de calendario la rentabilidad de las carteras construidas en base al nivel medio de las recomendaciones y sus variaciones.

3. Muestra y Datos

Los datos utilizados contienen recomendaciones de los analistas de inversión procedentes de la base de datos Factset-JCF, rentabilidades mensuales de las sociedades cotizadas en el mercado continuo de la bolsa española obtenidas del Sistema de Interconexión Bursátil Español (SIBE) gestionado por la Sociedad de Bolsas, y datos contables de la base de datos Global Compustat. El periodo muestral de diez años utilizado, desde enero de 1994 a diciembre de 2003, viene limitado por la disponibilidad de recomendaciones en la base de datos Factset-JCF, que inició su actividad en España a finales de 1993.

Factset-JCF asigna a las recomendaciones las siguiente puntuación: comprar = 1, sobreponderar/aumentar = 1.5, mantener = 2, infraponderar/reducir = 2.5 y vender = 3. A fin de facilitar la comparabilidad con la evidencia previa existente en otros mercados, hemos realizado dos cambios en la escala anterior: primero, ampliamos a un punto la distancia entre dos niveles consecutivos de recomendación; y, segundo, invertimos la relación indirecta entre recomendación y puntuación de la escala original, utilizando el siguiente esquema de puntuación: vender = 1, infraponderar/reducir = 2, mantener =3, sobreponderar/aumentar = 4 y comprar = 5, de manera que un mayor valor se asocia a una recomendación más favorable y un cambio positivo a una mejora de la recomendación inicial

La muestra de recomendaciones no es aleatoria, dado que Factset-JCF recoge la información de las casas de análisis que colaboran voluntariamente enviando las recomendaciones realizadas por sus analistas, por lo que puede existir un potencial sesgo de selección. Este sesgo está presente en toda la literatura empírica sobre el tema y resulta difícil de corregir, dado que una empresa puede aparecer como no seguida por los analistas bien porque las casas de análisis que la investigan no colaboran con Factset-JCF, o bien porque todos los profesionales consideran que su seguimiento carece de interés. Sin

embargo, la base de datos Factset-JCF está libre de sesgo de supervivencia, dado que incluye todos los títulos con alguna recomendación de inversión que hayan cotizado en algún momento del periodo considerado.

A partir de las recomendaciones emitidas por los analistas a finales de cada mes se ha calculado la recomendación de consenso de cada una de las sociedades cotizadas en el mercado continuo, como la media aritmética de la última recomendación emitida por cada uno de los analistas que han seguido la empresa en los 180 días anteriores[1]. Este plazo intermedio de seis meses se sitúa entre el de tres meses utilizado por Chen y Cheng (2002) y los doce meses usados por Jegadeesh, Kim, Krische y Lee (2004), por dos razones: primero, porque la evidencia ha demostrado que las recomendaciones tienen valor hasta 6 meses (Womack, 1996) y, segundo, para asegurar que el consenso contiene información reciente. De esta forma, el consenso constituye un índice representativo de la opinión media de los analistas sobre un determinado valor y se puede considerar un *proxy* de la capacidad agregada de los analistas para seleccionar los mejores títulos.

No obstante, la utilización del consenso como base para construir estrategias de negociación tiene el problema de que se incluyen recomendaciones individuales de una cierta antigüedad que podrían haber perdido parte de su valor. Una forma de paliarlo consiste en utilizar la variación mensual de la recomendación de consenso como *proxy* de la nueva información generada sobre la empresa en el periodo considerado. La utilización de esta variable tampoco está exenta de dificultades, dado que su variabilidad es muy baja. El cambio de consenso se calcula como la variación entre dos meses consecutivos del consenso de una determinada empresa. A priori, su contenido informativo dependerá de la dirección del cambio desde su nivel previo.

3.1 Estadística descriptiva de la muestra

En el cuadro 1 se presenta una descripción de la base de datos utilizada. Las columnas de la izquierda describen año a año la muestra

1. El consenso medio se ha calculado también con las recomendaciones emitidas en los últimos 90 días. Los resultados son similares a los obtenidos con el consenso a 180 días que se presentan en los apartados siguientes, por lo que no se han incluido en el trabajo para no alargar innecesariamente su extensión.

de sociedades investigadas por los analistas mientras que las columnas situadas a la derecha se refieren a la muestra de recomendaciones.

Comenzando por la proporción de empresas investigadas se puede comprobar que ésta es muy elevada, aproximándose en promedio al 70% de las sociedades cotizadas en el mercado continuo. Porcentaje mucho mayor que el 46.1% del mercado norteamericano (Barber, Lehavy, McNichols y Trueman, 2001). En las columnas de la derecha se muestra que en el periodo que va desde 1994 hasta el año 2003, la base de datos Factset-JCF contiene 88.814 recomendaciones. Aproximadamente el 24% de las recomendaciones se revisa mensualmente, por lo que en el periodo de 180 días utilizado para calcular el nivel de consenso se asegura la incorporación de información actualizada.

La distribución de sección cruzada de las recomendaciones tiene asimetría positiva. La categoría más frecuente es la de comprar/sobreponderar con casi la mitad de todas las recomendaciones emitidas (49.8%). Las menos numerosas son las de la categoría vender/infraponderar con un 17% en promedio para todo el periodo. Esta distribución contrasta con la observada en el mercado norteamericano donde las recomendaciones de compra son mucho más frecuentes (58.9%), y las de vender/infraponderar prácticamente inexistentes (4.8%) (Jegadeesh, Kim, Krische y Lee, 2004).

En la última columna se aprecia que, debido la asimetría positiva de la distribución de recomendaciones, el consenso se sitúa casi siempre por encima de 3.5 puntos, aproximándose al nivel de compra. Valor inferior a la media de 4.07 de las sociedades del índice S&P500 del mercado estadounidense y al 3.72 de las sociedades europeas integradas en el índice Eurostoxx. Debido a la menor asimetría de la distribución, las recomendaciones podrían tener más valor para los inversores en el mercado español.

Por otro lado, la rentabilidad mensual de cada activo recomendado se ha calculado como el logaritmo de dos precios mensuales consecutivos (ajustando por dividendos, ampliaciones de capital y divisiones o agrupamientos de nominal). Como *proxy* de la rentabilidad del mercado se ha utilizado el Índice General de la Bolsa de Madrid, y como aproximación al rendimiento del activo libre de riesgo se ha usado el tipo de interés medio de los repos a un mes sobre Bonos del Estado, calculado a partir de la serie histórica del Boletín de la Central de Anotaciones del Banco de España.

Cuadro 1
Estadística descriptiva de las recomendaciones de los analistas en la base de datos Factset-JCF, 1994-2003

Año	# Empresas Cotizadas (1)	% Empresas Cubiertas (2)	# Recomendaciones (3)	Recomendaciones por categoría: % Revisiones (4)	% Venta/ Infraponderar (5)	% Mantener/ Neutral (6)	% Compra/ Sobreponderar (7)	Rating Medio (8)
1994	116	36.72	2,954	16.75	12.39	35.27	52.34	3.78
1995	123	48.33	5,066	19.87	16.32	35.98	47.69	3.66
1996	124	57.99	8,273	26.32	19.09	41.28	39.63	3.41
1997	131	78.11	9,654	21.81	17.58	39.58	42.84	3.51
1998	140	81.18	12,271	22.69	19.11	34.91	45.98	3.54
1999	143	83.45	10,515	30.62	14.37	29.75	55.88	3.76
2000	142	83.33	10,991	26.38	12.42	26.46	61.12	3.77
2001	143	80.03	10,632	24.40	14.89	28.77	56.34	3.58
2002	141	71.47	8,383	25.61	20.05	30.31	49.64	3.42
2003	136	76.49	10,075	25.93	24.92	29.95	45.13	3.31
Total o Media	134	69.71	88,814	24.04	17.41	32.7	49.89	3.57

En este cuadro se presenta información sobre el número de sociedades cotizadas en el mercado continuo de la bolsa española el año señalado, el porcentaje de empresas cubiertas como proporción de las empresas cotizadas sobre las que los analistas emiten recomendaciones, el número total de recomendaciones emitidas cada año, el porcentaje que se revisa cada mes, el porcentaje sobre el total que representan las recomendaciones venta/infraponderar, de mantener, y de sobreponderar/compra, y el consenso medio respectivamente. El rating medio se ha calculado asignándole a las recomendaciones la siguiente puntuación: venta = 1, infraponderar = 2, mantener = 3, sonbreponderar = 4 y compra =5.

Adicionalmente, se ha empleado información contable procedente de la base de datos Global Compustat, donde el ratio *book-to-market* se computa dividiendo el valor contable de los fondos propios por acción por el precio de cierre. La capitalización bursátil se ha obtenido como el producto del precio de cierre por el número de acciones. Ambas variables se han calculado a finales de cada mes.

4. ESTRATEGIAS DE NEGOCIACIÓN BASADAS EN LAS RECOMENDACIONES DE LOS ANALISTAS

En esta sección se examina el valor de las recomendaciones de los analistas utilizando la recomendación de consenso y sus cambios. A priori, la relevancia de estas dos variables podría depender de la implicación de los analistas en actividades distintas del análisis de valores, como la intermediación bursátil y la banca de inversión, que inciden

negativamente en la objetividad de su investigación, introduciendo el sesgo de optimismo que provoca la asimetría observada en la distribución de las recomendaciones (Jegadeesh y Kim, 2003). Si esto fuera así, y los inversores racionales tuvieran en cuenta la distribución de sección cruzada de las recomendaciones a la hora de tomar sus decisiones de inversión, la menor asimetría existente en nuestro país, podría hacer más fiables las recomendaciones de los analistas, otorgándoles un valor del que carecen en Estados Unidos y otros países del G7.

4.1 Formación de carteras

El análisis del valor de las recomendaciones de consenso de los analistas financieros y sus cambios, se realiza clasificando los activos en carteras mutuamente excluyentes. Teniendo en cuenta el número limitado de títulos que cotizan en el mercado español y los niveles de la escala de Factset-JCF, se han construido cinco carteras de recomendaciones. Para ello, el último día de cada mes (t-1) del período muestral los títulos investigados se han clasificado de mayor a menor consenso (cambio de consenso) y se han asignado a cinco carteras, tomando como puntos de corte los quintiles correspondientes. De esta forma cada cartera contiene aproximadamente el 20% de los títulos investigados. A continuación, se calcula la rentabilidad de cada cartera en el mes siguiente al de formación (t), asignando idéntico peso a cada título: $R_{pt} = N_{pt}^{-1} \sum_{i=1}^{N_{pt}} R_{it}$, donde R_{pt} es la rentabilidad de mantener la cartera entre t-1 y t, y N_{pt} es el número de activos en la cartera p en el mismo periodo. Los activos permanecen en la cartera un mes.Transcurrido este plazo se revisa su composición. Reajustando sucesivamente la estructura de la cartera al final de cada mes se dispone de una serie temporal de 120 rentabilidades mensuales postformación. Estas carteras teóricas de recomendaciones (cambios) representan la respuesta de negociación de los inversores a los consejos de los analistas.

En el cuadro 2 se muestra una estadística descriptiva de las cinco carteras construidas en base al nivel de consenso en el panel A, y a los cambios de consenso en el panel B. En la primera columna del panel A se puede apreciar que el nivel medio de consenso de las carteras va desde un mínimo de 2.22, en la cartera con peores recomendaciones (C5), hasta un 4.42 en la cartera con mejores recomendaciones (C1). Con el procedimiento aplicado, y debido a la asimetría positiva de la

distribución, la primera cartera (C1) se sitúa próxima a una recomendación de compra y la segunda (C2), con un nivel de 3.91, cerca del nivel de sobreponderar. La tercera cartera (C3) con nivel 3.56, se puede considerar también más inclinada a la compra, mientras que el consejo implícito en la cuarta cartera (C4) con rating de 3.11 es básicamente de mantener. La quinta (C5) con nivel medio de 2.22 equivale a una recomendación de infraponderar. La ausencia de recomendaciones con consenso inferior hace que no exista una cartera que pueda representar exactamente la venta[2]. Sin embargo, estas cinco carteras representan mejor la escala de las recomendaciones que las construidas por Chen y Cheng (2002), que van de un rango de mantener hasta un rango de compra/compra fuerte, y las formadas por Jegadeesh et al (2004) en las que el nivel de consenso con la cartera de peores recomendaciones es de 2.76.

En la segunda columna se puede comprobar que existe una relación directa entre nivel de recomendación y capitalización de las empresas. Las empresas con mejores recomendaciones son las más grandes con un valor de 4.71 millardos de euros. El tamaño desciende monótonamente a medida que empeora la recomendación, de forma que en la quinta cartera (C5), con las recomendaciones más desfavorables la capitalización es casi cuatro veces menor que el de la primera (C1). En línea con la evidencia previa, que ha detectado que las empresas pequeñas son seguidas por un menor número de analistas que las empresas grandes, en la siguiente columna se observa que las empresas con peores recomendaciones (C5) son seguidas en promedio por 9 analistas, número que aumenta, aunque no monótonamente, hasta 13.25 analistas en la cartera con mejores recomendaciones (C1). Sin embargo, no parecen existir diferencias sensibles entre las carteras en lo que a oportunidades de crecimiento se refiere aproximadas por el ratio *book-to-market.*

El panel B proporciona algunas características de las carteras de cambio de consenso ordenadas de mayor a menor cambio. Las carteras intermedias (CC2 y CC4) contienen los títulos con cambio de consenso pequeño. La tercera cartera (CC3) está formada con los activos de cambio de consenso aproximadamente nulo, y las dos carteras extremas (CC1 y CC5) integran las acciones con variaciones tan importantes del consenso que hacen altamente probable que se pue-

2. No obstante, por convención llamaremos a la cartera C5 cartera de recomendación de venta, a la cartera C4 cartera de infraponderar/reducir, etc.

Cuadro 2
Descripción de las características de las carteras de nivel y de cambio del nivel de consenso

Cartera	Consenso Medio (1)	Tamaño (2)	BTM (3)	Número Recomendaciones (4)
Panel A: Carteras de Consenso				
C1(favorable)	4.42	4.71	0.67	13.25
C2	3.91	3.54	0.65	15.95
C3	3.56	2.91	0.67	15.95
C4	3.11	2.30	0.71	13.61
C5(desfavorable)	2.22	1.27	0.70	9.05
Panel B: Carteras de Cambio de Consenso				
CC1 (mejora)	0.30	2.76	0.65	14.36
CC2	0.05	3.56	0.66	15.15
CC3	0.00	1.52	0.75	8.75
CC4	-0.06	4.10	0.65	16.54
CC5 (empeora)	-0.32	2.82	0.67	14.24

En este cuadro se presentan las características de las cinco carteras construidas en base al nivel de consenso y al cambio de consenso. Consenso medio mide para cada activo la media aritmética simple de la última recomendación emitida por cada uno de los analistas que han seguido la empresa en un plazo de 180 días anterior al final de cada mes. El tamaño está expresado en millardos de euros.

dan asociar a un cambio de recomendación. El rango de variación de 0.62, es mucho menor que el de 1.07 observado por Jegadeesh et al (2004) en el mercado norteamericano. Aparentemente, los cambios de menor magnitud se producen en las empresas de mayor tamaño (CC2 y CC4). Asimismo, se puede observar que en los títulos menos cubiertos (CC3) se dan básicamente reiteraciones. No se observan diferencias entre carteras en lo que se refiere al ratio *book-to-market*.

En suma, parece que los analistas tienden a emitir recomendaciones más favorables de los activos más grandes y seguidos por un mayor número de analistas. Parece ser, también, que tienden a mejorar o empeorar las recomendaciones de empresas de mediana capitalización y seguimiento.

4.2 Evaluación de los resultados de las carteras de recomendaciones

La evaluación de los resultados de las carteras de recomendaciones se realiza utilizando una metodología en tiempo real de calendario, tomando como fecha predeterminada la de formación de las carteras.

Vamos a utilizar distintas medidas de resultados: rentabilidad media mensual postformación y rentabilidad anormal utilizando modelizaciones alternativas.

4.2.1 Rentabilidad media de las carteras

En el panel A del cuadro 3 se ofrecen los resultados obtenidos para las cinco carteras de consenso, mientras que en el panel B se muestran los correspondientes a las carteras de cambios en el nivel de consenso. En ambos casos se presentan también los resultados de una sexta cartera representativa de una estrategia de inversión autofinanciada (C1-C5 y CC1-CC5), consistente en tomar una posición larga en la cartera de acciones con recomendación de consenso (cambio) más favorable (mejora) y simultáneamente, tomar una posición corta en los títulos de la cartera con la peor (empeoramiento) recomendación de consenso (cambio).

En la primera columna del cuadro 3 se puede comprobar que la rentabilidad media mensual de las cinco carteras es siempre positiva y que las carteras con recomendaciones más favorables obtienen una rentabilidad media mensual más elevada. La cartera equivalente a una recomendación de compra (C1) ha generado una rentabilidad media de un 1.80% mensual, mientras que la última cartera, asociada a recomendaciones de venta (C5), ha obtenido una rentabilidad positiva mucho menor, del 0.57% mensual. La rentabilidad media de las carteras es siempre significativamente distinta de cero a un nivel del 5% o inferior, a excepción de la correspondiente a la quinta cartera (C5) de recomendaciones más desfavorables.

En el panel B se observa que la rentabilidad es positiva en todas las carteras, mejore, se mantenga o empeore el rating de consenso. Además, la rentabilidad media mensual es siempre positiva y significativamente distinta de cero a un nivel de confianza del 10% o inferior, en todas las carteras excepto en la quinta (CC5). La relación entre cambio de consenso y rentabilidad no es monótona.

Los resultados de las carteras por cambios de consenso son aparentemente paradójicos, dado que la rentabilidad de la cuarta cartera (CC4), con cambio de consenso negativo de pequeña magnitud, es la que ofrece mayores rendimientos. Esto se debe a que esta cartera está formada por los activos de mayor capitalización, que son los mejor recomendados y las rentabilidades más altas. Los resultados son más claros cuando se observan las carteras de cambios extremos, de magnitud tan elevada que es más probable que den lugar a

Cuadro 3.
Rentabilidades medias y rentabilidades anormales de las carteras de recomendaciones

Cartera	Rent. Media (est.-t) (1)	α_{CAPM} (est.-t) (2)	α_{3FF} (est.-t) (3)	α_{4FF} (est.-t) (4)	MKT (est.-t) (5)	SMB (est.-t) (6)	HML (est.-t) (7)	WML (est.-t) (8)	R^2 Ajustado (9)
Panel A: Carteras de Consenso									
C1(favorable)	1.80	1.05	0.86	0.83	0.6870	0.3256	0.3557	0.0390	0.63
	3.31) ***	(3.26) ***	(2.97) ***	(2.61) **	(12.76) ***	(2.40) **	(3.14) ***	(0.47)	
C2	1.54	0.71	0.54	0.47	0.8619	0.3140	0.3504	0.0782	0.76
	(2.58) **	(2.33) **	(2.10) **	(1.68) *	(23.97) ***	(5.11) ***	(3.82) ***	(1.26)	
C3	1.22	0.40	0.21	0.25	0.8090	0.1313	0.2949	-0.0369	0.79
	(2.23) **	(1.35)	(0.74)	(0.81)	(20.85) ***	(1.77) *	(3.34) ***	(-0.54)	
C4	1.12	0.28	0.13	0.20	0.8329	0.3355	0.2475	-0.0688	0.81
	(2.01) **	(1.10)	(0.54)	(0.80)	(25.32) ***	(6.66) ***	(2.61) **	(-1.33)	
C5(desfavorable)	0.57	-0.24	-0.36	-0.14	0.7632	0.5403	0.1433	-0.2199	0.74
	(0.90)	(-0.61)	(-1.17)	(-0.50)	(10.44) ***	(2.83) ***	(0.92)	(-2.22) **	
C1-C5(diferencia)		1.29	1.22	0.97	-0.0762	-0.2147	0.2124	0.2589	0.18
	(3.38) ***	(3.46) ***	(2.73) ***	(-1.37)	(-1.58)	(1.41)	(2.30) **		
χ^2 (H_0: $\alpha_{C1}=\alpha_{C2}=\alpha_{C3}=\alpha_{C4}=\alpha_{C5}$)	15.05 ***	24.04 ***	24.32 ***	21.60 ***					
Panel B: Carteras de Cambio de Consenso									
CC1(mejora)	1.36	0.63	0.51	0.53	0.8049	0.3689	0.3023	-0.0210	0.78
	(2.22) **	(2.19) **	(1.84) *	(1.84) *	(15.68) ***	(4.53) ***	(3.66) ***	(-0.50)	
CC2	1.11	0.37	0.28	0.32	0.8202	0.2497	0.1970	-0.0430	0.78
	(1.93) *	(1.26)	(1.06)	(1.23)	(18.30) ***	(2.86) ***	(1.99) **	(-0.79)	
CC3	1.33	0.63	0.51	0.52	0.7467	0.6864	0.4183	-0.0104	0.75
	(2.23) **	(1.65)	(1.71) *	(1.62)	(16.48) ***	(7.54) ***	(3.21) ***	(-0.17)	
CC4	1.42	0.68	0.51	0.61	0.8305	0.3813	0.3360	-0.1064	0.72
	(2.42) **	(1.85)	(1.56)	(1.72) *	(18.75) ***	(2.92) ***	(2.59) **	(-1.41)	
CC5(empeora)	0.64	-0.11	-0.24	-0.27	0.8715	0.2522	0.2995	0.0327	0.75
	(1.17)	(-0.37)	(-0.90)	(-0.96)	(21.63) ***	(2.28) **	(3.03) ***	(0.49)	
CC1-CC5(diferencia)		0.74	0.75	0.80	-0.0665	0.1167	0.0028	-0.0536	0.00
	(2.07) **	(2.00) **	(2.07) **	(-1.33)	(0.79)	(0.03)	(-0.67)		
χ^2 (H_0: $\alpha_{CC1}=\alpha_{CC2}=\alpha_{CC3}=\alpha_{CC4}=\alpha_{CC5}$)	11.78 **	19.80 ***	15.02 **	16.21 ***					

Este cuadro ofrece los resultados de la estimación de las ecuaciones (2) y (3) por mínimos cuadrados ordinarios para el periodo que va de enero 1994 a diciembre 2003. Los coeficientes alfa se presentan en porcentaje. Los estadísticos t entre paréntesis son consistentes a la presencia de heteroscedasticidad. Los símbolos *, ** y *** significan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

un salto en el nivel de recomendación, como hace Womack (1996). La rentabilidad de la primera es positiva y significativamente distinta de cero y negativa pero insignificante en la quinta (CC5). La rentabilidad de la cartera CC1-CC5 es siempre significativamente positiva.

Inicialmente esta evidencia sugiere que los inversores pueden obtener rentabilidades positivas utilizando el indicador de consenso de las recomendaciones de los analistas y sus cambios extremos, incluso cuando éste incorpora recomendaciones que han sido emitidas tiempo atrás.

4.2.2 Rentabilidad ajustada al riesgo

Las diferencias en la rentabilidad generada por las distintas carteras podrían deberse a diferencias en el riesgo de mercado. Para tener en cuenta explícitamente este hecho, en primer lugar, medimos los resultados en el contexto del CAPM, estimando para cada una de las carteras la siguiente ecuación:

$$r_{pt} = \alpha_p + \beta_p r_{Mt} + e_{pt} \tag{1}$$

donde, $r_{pt} = R_{pt} - r_{ft}$ es el exceso de rentabilidad de la cartera p(p = 1, 2, 3, 4, 5) en el mes t (t = 1, 2,.., 120) sobre la rentabilidad del activo libre de riesgo, r_{ft}; r_{mt} es el exceso de rentabilidad del *proxy* de la cartera de mercado en t; e_{pt} y es el término de error. El parámetro β_p se considera una medida de la exposición al riesgo de mercado de la cartera p y α_p se interpreta como una medida de resultados relativa a la cartera de mercado, que hace la función de *benchmark*.

En la segunda columna del panel A del cuadro 3 se puede observar que el intercepto es positivo en las cuatro primeras carteras de consenso, y negativo en la que contiene las recomendaciones más desfavorables (C5). No obstante sólo es estadísticamente significativo en las dos carteras con mejores recomendaciones. La rentabilidad ajustada al riesgo de la cartera de compra (C1) es ligeramente superior al 1%, cantidad que decrece paulatinamente a medida que empeora el nivel medio de consenso. La rentabilidad de la cartera de venta (C5) es de -0.24%, indistinguible de cero desde una perspectiva estadística (t = - 0.61). Por su parte, la rentabilidad ajustada al riesgo de la estrategia de negociación larga en las mejores recomendaciones y corta en las peores (C1-C5) es positiva alcanzando el 1.29% mensual, significativa a un nivel del 1% (t = 3.38).

Por lo que respecta a las carteras construidas en base a los cambios de consenso, presentado en la segunda columna del panel B, el alfa de Jensen, que es positivo en todas las carteras a excepción de la cartera con el mayor empeoramiento (CC5), pero sólo en la cartera con la mejora mayor (CC1), con magnitud de 0.63%, es significativamente distinto de cero a un nivel del 5% (t = 2.19). La estrategia diferencial, consistente en adquirir los títulos con la mayor mejoría y en enajenar simultáneamente los títulos que experimentan el empeoramiento más acusado (CC1-CC5), genera una rentabilidad media mensual ajustada al riesgo de mercado positiva del 0.74%, significativa a un nivel del 5% (t = 2.07).

A continuación, se analiza la rentabilidad de las carteras de consenso (cambios) en el contexto de los modelos multifactoriales. Fama y French (1993), proponen un modelo que extiende el CAPM, añadiendo los factores SMB y HML como *proxies* del tamaño y del ratio *book-to-market*. Formalmente, el modelo se expresa mediante la siguiente ecuación,

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{pM} r_{M,t} + \beta_{pSMB} r_{SMB,t} + \beta_{pHML} r_{HML,t} + e_{p,t} \qquad (2)$$

donde r_{pt} y r_{mt} se definen como en (1), $r_{SMB,\,t}$ es la rentabilidad del factor SMB_t medida como la diferencia en el mes t entre la rentabilidad media de las tres carteras con las acciones de capitalización más reducida (pequeñas de valor, pequeñas neutrales y pequeñas de crecimiento) y las tres carteras que contienen las acciones de mayor capitalización (grandes de valor, grandes neutrales y grandes de crecimiento), $r_{HML,\,t}$ es la rentabilidad del factor HML_t calculada como la diferencia entre la rentabilidad media de las dos carteras de activos con ratio BTM alto (grandes de valor y pequeñas de valor) y el rendimiento medio de la carteras de títulos con ratio BTM bajo (pequeñas de crecimiento y grandes de crecimiento), y $\beta_{pM}, \beta_{pSMB}, \beta_{pHML}$ miden la exposición de la cartera a los factores de riesgo respectivos.

El modelo (2) podría reducir los errores de valoración del CAPM, sin embargo, no explica la variación en sección cruzada de la rentabilidad atribuible a la continuidad a medio plazo en los precios documentada por Jegadeesh y Titman (1993). Carhart (1997), extiende el modelo de tres factores de Fama y French (2), introduciendo como cuarto factor el efecto *momentum* de precios. Formalmente,

$$r_{p,t} = \alpha_p + \beta_{pM} r_{M,t} + \beta_{pSMB} r_{SMB,t} + \beta_{pHML} r_{HML,t} + \beta_{pWML} r_{WML,t} + e_{p,t} \qquad (3)$$

donde todas las variables se definen como en (2), $r_{WML,\,t}$ es la rentabilidad del factor *momentum* de precios a un año, calculada como la diferencia en el mes t entre la rentabilidad de la cartera de títulos ganadores y perdedores. La cartera de ganadores (perdedores) es la cartera equiponderada que contiene el 30% de los títulos con rentabilidad más alta (baja) en un periodo previo de 11 meses que termina en t-2, y β_{pWML} es la sensibilidad de la cartera al factor *momentum*.

Con el modelo de tres factores se obtiene una estimación de $\alpha_{p,3FF}$ que mide el exceso de rentabilidad media mensual de la cartera p ajustada por la covarianza con el mercado y los dos factores de riesgo adicionales al CAPM. Con el modelo de cuatro factores se obtiene una estimación del intercepto $\alpha_{p,4FF}$ que ajusta además por la covarianza con el factor *momentum* de precios.

El intercepto del modelo de tres factores se presenta en la tercera columna (3) del cuadro 3. A la derecha, en las columnas (4) a (8), se muestra el intercepto, los coeficientes asociados a los regresores y el coeficiente de determinación ajustado del modelo de cuatro factores. Empezando por los coeficientes de los factores de riesgo, en el Panel A se observa en primer lugar, que las cinco carteras presentan una exposición al riesgo de mercado positiva y estadísticamente significativa. Los valores son inferiores a la unidad y no presentan un patrón claro, excepto en que la correlación con el mercado de la cartera de recomendación de venta (C5) es siempre ligeramente superior a la de compra (C1). La exposición al riesgo de mercado es ligeramente inferior a la detectada en otros países, donde los coeficientes beta están siempre próximos a la unidad aunque también sin diferencias apreciables entre carteras (Barber, Lehavy, McNichols y Trueman, 2001).

Asimismo, la mayoría de los coeficientes asociados a los factores de tamaño y *book-to-market* son significativamente distintos de cero. El coeficiente del factor SMB es positivo y estadísticamente significativo en las cinco carteras de recomendaciones. Este coeficiente toma su mayor valor de 0.54, en la cartera con las recomendaciones más desfavorables (C5), sugiriendo que los analistas se inclinan por emitir recomendaciones vendedoras en las acciones más pequeñas. El menor valor de 0.13, corresponde a la tercera cartera (C3), indicando que para las acciones más grandes los analistas emiten recomendaciones fronterizas entre mantener y sobreponderar. La magnitud del coeficiente de la cartera con mejores recomendaciones (C1), señala una mayor inclinación a las empresas grandes que a las pequeñas, relativo a la cartera de venta (C5).

El signo del coeficiente asociado al factor HML toma valores positivos en las cinco carteras de consenso pero, a diferencia de los anteriores sólo es significativamente distinto de cero en las cuatro primeras. La magnitud del coeficiente decrece monótonamente desde las recomendaciones más favorables hasta las más desfavorables, señalando que las dos primeras carteras se orientan más a una estrategia de valor (acciones con valores altos del ratio *book-to-market*), mientras que la cartera de venta (C5), presenta una mayor orientación a una estrategia de crecimiento (acciones con valores bajos del ratio *book-to-market*).

En relación al factor *momentum* de precios de la columna (4), el coeficiente es positivo en las dos primeras carteras y negativo en las restantes. Su magnitud, sin embargo, sólo tiene entidad suficiente desde un punto de vista estadístico en la cartera de venta (C5), donde el coeficiente toma valor -0.21 (t = 2.22). Claramente, los analistas tienden a recomendar la enajenación de aquellas acciones cuyos precios han caído en el transcurso del último año. Este resultado es parcialmente consistente con el obtenido por Loh y Mian (2005), Jegadeesh et al. (2004) y Madureira (2004) en el mercado norteamericano, donde las recomendaciones optimistas vienen precedidas de rentabilidades positivas y las pesimistas de rendimientos económica y significativamente negativos.

Por lo que se refiere a las rentabilidades anormales estimadas con el modelo (2), después de controlar los factores mercado, tamaño y *book-to-market*, su valor es positivo en las cuatro primeras carteras y negativo en la última. La rentabilidad anormal aumenta a medida que mejora la recomendación de consenso. Su valor es significativamente distinto de cero en las dos primeras carteras e insignificante en las restantes. La rentabilidad ajustada por riesgo de la cartera de compra (C1), es del 0.86% mensual (t = 2.97), cayendo casi a la mitad, 0.54% en la segunda cartera (t = 2.10). Con el modelo (3), después de controlar por el factor *momentum* de precios, los resultados son cualitativamente similares, excepto en que la magnitud de las rentabilidades anormales de las carteras compradoras (C1) y (C2) es menor, debido en parte al *momentum* positivo de precios, y mayor en las carteras (C3), (C4) y (C5), por efecto del *momentum* negativo. En consonancia con la evidencia de Lee y Swaminathan (2000) la rentabilidad superior de las recomendaciones de compra podría deberse a sus características de empresas de valor en lugar de empresas de crecimiento.

La rentabilidad media mensual ajustada al riesgo de la cartera diferencial, representativa de una estrategia de negociación con inversión neta nula (C1-C5), es de 1.22% en el modelo de tres factores (t = 3.46) y del 0.97% (t = 2.73) después de controlar la tendencia reciente de los precios. Estos resultados son contrarios a los de Boni y Womack (2003), que detectan que la cartera diferencial no genera rentabilidades anormales significativamente distintas de cero en el mercado norteamericano en el periodo 1996-2002.

En el panel B se estiman los coeficientes de los modelos (2) y (3) para las carteras de cambio de consenso. Se constata que las sensibilidades a los factores son todas positivas, a excepción de la correspondiente al factor *momentum*. Sin embargo, la única pauta visible es que la cartera de reiteraciones (CC3) es la de menor riesgo sistemático, mayores coeficientes asociados al factor tamaño y al ratio *book-to-market*. Como antes, la mayor rentabilidad ajustada al riesgo la genera la cuarta cartera (CC4), con cambio negativo en el nivel de consenso del 0.61% (t = 1.72), seguida de la cartera con el cambio positivo más fuerte, con rendimiento del 0.53% (t = 1.84). La estrategia larga en la cartera con el mayor cambio positivo de consenso y corta en el cambio negativo mayor (CC1-CC5), produce una rentabilidad anormal media del 0.80%, sin que parezca tener tendencia a ninguna clase de activos en particular. Resultados similares se obtienen con el modelo de tres factores (2), cuyo intercepto se presenta en la primera columna de datos.

Por tanto, las recomendaciones de los analistas tienen valor, dado que siguiéndolas los inversores en el mercado español pueden obtener rentabilidades positivas significativamente distintas de cero. No obstante, se ha comprobado que parte de su valor puede tener su origen en las preferencias de estos profesionales por recomendar títulos con características que predicen rentabilidades futuras como el tamaño, el ratio *book-to-market* o el *momentum* de precios. Como los interceptos de los modelos de tres y cuatro factores evidencian, sólo una parte de la rentabilidad de los activos recomendados procede de la capacidad de los analistas para recoger, analizar y procesar información específica de las empresas. Concretamente, los analistas en el mercado español tienen cierta tendencia a recomendar la compra de las acciones grandes con *book-to-market* alto (de valor), en lugar de acciones de crecimiento, como parece que han preferido los analistas norteamericanos y que han provocado los malos resultados de sus recomendaciones, especialmente después de la caída de las cotizacio-

nes en el año 2000 (Barber, Lehavy, McNichols y Trueman, 2003). Asimismo, tienden a aconsejar la venta de títulos pequeños perdedores y con mayor orientación al crecimiento, a diferencia de las recomendaciones desfavorables dirigidas a las acciones pequeñas de valor en el mercado estadounidense (Barber, Lehavy, McNichols y Trueman, 2003).

4.3 Persistencia de resultados en las carteras de consenso y cambios de consenso de los analistas.

En el apartado anterior se ha demostrado que las recomendaciones de los analistas predicen rentabilidades futuras. En este apartado vamos a analizar si existe persistencia de resultados de forma que las carteras con recomendaciones de compra (venta) y cambios positivos (negativos) de consenso producen consistentemente rentabilidades altas (bajas).

A diferencia de lo que ocurre en fondos de inversión, la evidencia empírica sobre persistencia de resultados en recomendaciones de inversión es escasa. La literatura previa se ha centrado en examinar la persistencia en la rentabilidad de las recomendaciones en tiempo real, y de los cambios de recomendaciones en tiempo relativo, a nivel de casas de análisis y de analistas individuales, pero no a nivel de carteras de consenso (cambios). Concretamente, Barber et al (1999) rechazan la existencia de persistencia en las rentabilidades de las carteras formadas con las recomendaciones de compra y venta de las distintas casas de análisis. Por su parte, Li (2005) ha encontrado persistencia significativa en la rentabilidad de las carteras con recomendaciones de compra de los analistas individuales, pero no en las carteras con recomendaciones de venta. Mikhail et al (2004) han observado persistencia significativa en las rentabilidades después de los cambios de recomendaciones a nivel de analista individual.

El estudio de la persistencia utilizando recomendaciones de consenso resulta complicado por el escaso número de carteras disponibles en sección cruzada[3]. Para sortear esta dificultad vamos a utilizar dos tests. Una adaptación del test no paramétrico de Malkiel (1995) y el test paramétrico de Li (2005). Utilizando las carteras de consenso

3. En la literatura empírica de persistencia en fondos se dispone de un gran número de ellos en cada periodo. Con recomendaciones de consenso sólo se dispone de cinco carteras.

(cambio de consenso) una condición necesaria de persistencia es que se observen diferencias sistemáticas en la rentabilidad media de las carteras. Para comprobarlo, en la última fila de cada panel del cuadro 3, se presenta el estadístico chi-cuadrado, con el que se contrasta la hipótesis nula de igualdad de las rentabilidades medias o rentabilidades medias anormales, de las cinco carteras de consenso y cambios de consenso. Se observa que la hipótesis nula de igualdad se rechaza en todos los casos.

Para analizar la persistencia de rentabilidad con el test paramétrico de Li (2005) es necesario obtener primero una medida de resultados pasados de las carteras de consenso y cambio de consenso en un periodo de estimación, y compararla después con una medida de resultados futuros. Como medida de resultados pasados tomamos el intercepto del modelo de cuatro factores de riesgo estimado con datos de los 36 meses anteriores. De esta forma, obtenemos para cada cartera una serie temporal de rentabilidades ajustadas al riesgo. En este test la medida de persistencia es la pendiente de la regresión de las rentabilidades ajustadas al riesgo del mes t sobre las correspondientes al mes t-1. La persistencia significa que las carteras que generan los mejores resultados ajustados al riesgo en el periodo de estimación continuarán produciendo las rentabilidades más altas en el periodo posterior siguiente de igual duración. Los resultados se presentan en el cuadro 4. Se puede comprobar que todos los coeficientes son positivos y estadísticamente distintos de cero, de forma que parece que las carteras de recomendaciones generan consistentemente un determinado tipo de rentabilidad ajustada al riesgo. Las recomendaciones que se comportan bien (mal) en el pasado parecen seguir continúan comportándose bien (mal) en el futuro y los analistas muestran consistentemente capacidad para seleccionar activos.

El contraste no paramétrico de Malkiel (1995) lo utilizamos para comprobar si una determinada cartera supera sistemáticamente a las restantes. En cada periodo, se ordenan las carteras de consenso (cambio de consenso) de mayor a menor y se le asigna un rango de 1 a 5. De esta forma disponemos para cada cartera una serie temporal de rangos. El estadístico de Malkiel se calcula como $z = (GG_j - np) \big/ \sqrt{np(1-p)}$ donde GGj es el númea j ocupa la posición que le corresponde en la escala ordinal de recomendaciones, n es el número de observaciones de cada cartera y p la probabilidad de que la cartera ocupe la posición correspondiente. Existirá persistencia si cada cartera ocupa el rango que le corresponde en la escala

ordinal de recomendaciones de inversión (rango 1 para la cartera C1, etc.) un número de veces mayor que el esperado. En el cuadro 4 se aprecia que en las carteras de consenso el estadístico z del test no paramétrico de Malkiel toma valores positivos y estadísticamente distintos de cero en las carteras C1, C3 y C5. En las carteras de cambio de consenso los valores significativamente distintos de cero se encuentran en las carteras CC1, CC2 y CC5.

Por tanto, se detectan indicios de persistencia de resultados en las carteras de recomendaciones (cambios) más favorables (desfavorables), así como en el tercer quintil de las recomendaciones de consenso (C3) y de la cartera de cambios positivos pequeños (CC2).

Cuadro 4
Persistencia de resultados ajustados al riesgo de las carteras de consenso y cambios de consenso.

Carteras de Consenso	Coeficiente test Serie Temporal (t-estad.) (1)	z de Malkiel [p-valor] (2)	Carteras de Cambio de Consenso	Coeficiente Test Serie Temporal (t-estad.) (3)	z de Malkiel [p-valor] (4)
C1	0.8739	2.51 **	CC1	0.9767	1.65 **
	(16.32) ***	[0.01]		(40.90) ***	[0.04]
C2	0.8769	-0.23	CC2	0.9738	1.65 **
	(16.57) ***	[0.59]		(33.73) ***	[0.04]
C3	0.9958	1.83 **	CC3	0.9624	0.28
	(37.53) ***	[0.03]		(30.55) ***	[0.39]
C4	0.9483	-0.46	CC4	0.9529	0.50
	(23.79) ***	[0.68]		(25.72) ***	[0.30]
C5	0.9242	4.34 ***	CC5	0.9713	3.25 ***
	(21.94) ***	[0.00]		(31.90) ***	[0.00]

El coeficiente del test de serie temporal es la pendiente de la regresión del intercepto en el mes t del modelo de cuatro factores de riesgo, estimado con datos de los 36 meses anteriores, sobre el intercepto del mes t-1 obtenido de la misma forma. El estadístico z de Malkiel (1995) se calcula como $z = (GG_j - np)\Big/\sqrt{np(1-p)}$ donde GGj es el número de veces que la cartera j ocupa la posición que le corresponde en la escala ordinal de recomendaciones, n es el número de observaciones de cada cartera y p la probabilidad de que la cartera ocupe la posición correspondiente. Entre paréntesis t valor. Entre corchetes p-valor. Los símbolos *, ** y *** significan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

4.4 Recomendación de consenso y nivel de información sobre la empresa

El valor de las recomendaciones de los analistas podría ser mayor cuanto menor sea el nivel de información disponible sobre una deter-

minada empresa. En la literatura empírica se suele utilizar la variable tamaño, medida por la capitalización bursátil, como *proxy* de la cantidad de información existente sobre una compañía (Lang y Lundholm, 1993). La predicción es que a menor tamaño, menor es el nivel de información públicamente disponible y, por tanto, mayor el valor de las recomendaciones de los expertos. Para examinar esta cuestión los títulos de cada una de las carteras de consenso (cambio), se han clasificado independientemente cada mes en dos carteras, tomando como punto de corte la mediana de la capitalización bursátil: la cartera conteniendo los títulos más pequeños de cada cartera de recomendación y la formada por los títulos de mayor tamaño. De esta forma se dispone de diez carteras de las que se calcula la rentabilidad mensual postformación en todo el periodo muestral.

En el cuadro 5 se ofrece por filas la rentabilidad media mensual y los interceptos correspondientes a los modelos CAPM (1), tres factores de Fama y French (2), y cuatro factores de Carhart (3), de las carteras de consenso (cambios) y tamaño. Para cada modelo se presentan tres columnas: una para las empresas grandes, otra para las pequeñas, y una tercera en la que se muestra la rentabilidad media o anormal, en su caso, de una estrategia de negociación larga en las empresas grandes y corta en las pequeñas. En las dos últimas filas de cada panel se muestran, tanto para las empresas grandes como para las pequeñas, los coeficientes correspondientes a la estrategia de negociación compradora en las mejores recomendaciones y vendedora en las peores de cada clase de tamaño.

En el panel A se puede observar primero que la rentabilidad media mensual es positiva en todas las carteras de consenso, tanto para las empresas grandes como para las pequeñas. En ambos casos las carteras con mejores recomendaciones producen las mayores rentabilidades. Las empresas grandes obtienen resultados más altos que las pequeñas en las mejores recomendaciones (C1 y C2), mientras que las pequeñas lo hacen en las medias y peores (C3 y C5). La magnitud de los rendimientos decrece monótonamente hasta la cartera (C4) en las empresas pequeñas y hasta la (C5) en las grandes. En las empresas grandes la estrategia de comprar las mejores recomendaciones y vender las peores genera una rentabilidad media del 1.17%, significativa distinta de cero a un nivel del 5% (t = 2.39), mayor que el 0.77% generado por la misma estrategia en las empresas pequeñas (t =1.73). Sin embargo, las diferencias entre las grandes y las pequeñas en cada nivel de recomendación (columnas G-P) son insignificantes.

Cuadro 5

Rentabilidad anormal de las carteras por niveles de recomendación y capitalización bursátil.

Cartera	Rentabilidad media			CAPM			Modelo 3 Factores			Modelo 4 Factores		
	Grandes (1)	Pequeñas (2)	G-P (3)	Grandes (4)	Pequeñas (5)	G-P (6)	Grandes (7)	Pequeñas (8)	G-P (9)	Grandes (11)	Pequeñas (12)	G-P (13)
Panel A: Carteras de Consenso												
C1	1.80 ***	1.69 ***	0.11	1.01 ***	0.93 **	0.07	0.89 ***	0.78 **	0.11	0.89 ***	0.68 *	0.21
C2	1.54 ***	1.44 **	0.10	0.69 ***	0.65	0.03	0.61 **	0.42	0.19	0.49 *	0.33	0.17
C3	1.14 **	1.36 **	-0.22	0.34	0.53	-0.19	0.23	0.25	-0.02	0.23	0.32	-0.09
C4	1.19 **	0.91	0.28	0.35	0.08	0.27	0.17	-0.13	0.30	0.13	0.02	0.11
C5	0.63	0.92	-0.29	-0.09	0.05	-0.15	-0.02	-0.10	0.07	0.16	0.10	0.06
C1-C5	1.17 **	0.77 *		1.10 **	0.87 *		0.91 **	0.88 **	0.74 *	0.59		
Panel B: Carteras de Cambio de Consenso												
CC1	1.65 ***	1.21	0.44	0.93 ***	0.46	0.46	0.91 ***	0.30	0.62	0.84 **	0.44	0.39
CC2	1.32 **	1.31 *	0.00	0.58 **	0.55	0.02	0.54 **	0.49	0.05	0.57 **	0.55	0.02
CC3	1.72 ***	1.35 **	0.37	1.08 ***	0.65	0.43	1.02 ***	0.59 **	0.44	0.95 **	0.64 **	0.30
CC4	1.10 **	1.92 **	-0.77	0.36	1.08 *	-0.72	0.20	0.88 *	-0.68 *	0.19	1.00 *	-0.80 *
CC5	0.91	0.37	0.53	0.14	-0.35	0.50	-0.01	-0.45	0.44	-0.00	-0.44	0.44
CC1-CC5	0.74	0.83 *		0.78	0.82	0.92 *	0.75	0.84	0.89			

Este cuadro ofrece los resultados de la estimación de las ecuaciones (1), (2) y (3), por mínimos cuadrados ordinarios para las carteras formadas con el doble criterio nivel de consenso (cambio de consenso) y capitalización en el periodo que va de enero 1994 a diciembre 2003. Los coeficientes alfa se presentan en porcentaje. * Los símbolos *, ** y *** significan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

A resultados similares, aunque con magnitudes inferiores de los rendimientos, se llega cuando se obtienen rentabilidades anormales ajustadas por riesgo con los modelos (1), (2) y (3). Centrándonos en el modelo (3), observamos que las rentabilidades anormales de las empresas pequeñas prácticamente desaparecen al ajustar por riesgo. Esto indica que el rendimiento de las recomendaciones en las carteras de acciones pequeñas es insuficiente para compensar su riesgo. En la columna de la estrategia larga en las grandes y corta en las pequeñas (G-P), se puede comprobar que la rentabilidad de las empresas grandes es mayor que la de las pequeñas en todas las carteras excepto en la tercera (C3). No obstante esta estrategia nunca produce rendimientos distintos de cero en sentido estadístico. Finalmente, comparando la cartera con mejores recomendaciones financiada con la cartera de peores recomendaciones de las empresas grandes (C1G-C5G), proporciona una rentabilidad anormalmente significativamente distinta de cero del 0.74% (t =1.80) en el modelo (3). Una estrategia similar con las compañías de menor capitalización (C1P-C5P) proporciona resultados menores, del 0.59%, insignificantes estadísticamente (t = 1.43).

En el panel B se repite el análisis con la muestra segmentada por tamaño para las carteras de cambios de consenso. Dado que las pautas seguidas son las mismas en los cuatro casos, nos referiremos sólo a los resultados del modelo de cuatro factores. En grandes y pequeñas las rentabilidades son positivas para las cuatro primeras carteras y negativas en la última. Las rentabilidades correspondientes a las variaciones positivas y nulas son significativamente distintas de cero en las grandes, mientras que en las pequeñas lo son las correspondientes a cambios nulos (CC3), y negativos menores (CC4). De la misma forma, las rentabilidades de las empresas grandes son siempre mayores que las de las pequeñas, a excepción de la cuarta cartera (CC4), en la que la diferencia a favor de estas últimas alcanza una magnitud del 0.80% estadísticamente significativa al 10%. La estrategia de negociación larga en los mejores cambios de consenso con la venta simultánea de las peores variaciones de consenso (CC1-CC5) genera rendimientos positivos estadísticamente insignificantes en ambos casos.

Resumiendo, las carteras recomendadas de empresas pequeñas no generan rendimientos sensiblemente distintos a los producidos por las carteras del mismo nivel de empresas grandes, por lo que no parece que en el mercado español el valor de las recomendaciones de inversión de los analistas esté relacionado con el nivel de infor-

mación existente aproximado por la capitalización bursátil. Sin embargo, las rentabilidades de la estrategia de negociación consistente en comprar las mejores recomendaciones y vender las peores, parece confinada a las empresas grandes de las carteras de consenso. Estos resultados, de nuevo, son contrarios a los obtenidos por Barber, Lehavy, McNichols y Trueman (2001) en el mercado norteamericano, en el que detectan estrategias rentables para cada clase de tamaño, y rendimientos superiores siempre en el caso de las acciones pequeñas. En el mercado español, sin embargo, los inversores a igualdad de recomendación, siempre preferirán invertir en las empresas de mayor capitalización[4].

5. ROBUSTEZ DE LOS RESULTADOS

En esta sección vamos a examinar si los resultados anteriormente obtenidos dependen del número de carteras, del criterio utilizado para crear las carteras, de la posible omisión de factores relevantes de riesgo y de la existencia de costes de transacción.

5.1 Sensibilidad al criterio de formación de carteras

En primer lugar vamos a comprobar la robustez de los resultados construyendo tres carteras de acciones en lugar de cinco, en base a dos criterios alternativos. En primer lugar, ordenando los activos de mejor a peor rating de recomendación y asignando a la primera cartera el 30% de los títulos con mayor consenso, a la segunda el 40% siguiente, y a la tercera el 30% restante, con los activos de consenso más bajo. En segundo lugar, utilizamos una adaptación a tres carteras de los puntos de corte de Barber et al. (2001, 2003), asignando a la primera cartera los activos con consenso en el intervalo [4, 5], a la segunda los títulos con valores de consenso en el intervalo [3.5, 4) y, a la tercera los activos con consenso en el rango [1, 3.5). La evaluación de resultados se realiza utilizando la rentabilidad media y los tres modelos de valoración de activos que ajustan por

4. Se ha repetido este contraste utilizando el número de analistas que cubren la empresa como proxy de nivel de información, obteniendo resultados cualitativamente idénticos.

riesgo: CAPM, tres factores de Fama y French (1993) y de cuatro factores de Carhart (1997). El cuadro 6 proporciona los resultados. Las columnas de la izquierda recogen los correspondientes a las tres carteras de percentiles y las de la derecha las carteras por niveles de consenso a la Barber et al. (2001, 2003).

Dado que, excepto en que los niveles medios de consenso de las carteras son más altos con el procedimiento de Barber et al (2001), se puede observar que los resultados obtenidos formando carteras con ambos procedimientos son cualitativamente similares, por lo que comentaremos sólo los primeros. Todas las carteras de consenso producen rentabilidades positivas antes de ajustar por riesgo, significativamente distintas de cero en la primera (C1) y segunda cartera (C2) de 1.72% (t = 3.05) y 1.32% (t = 2.36) respectivamente. La rentabilidad decrece monótonamente desde la cartera de las mejores recomendaciones hasta la que contiene las peores. Después de ajustar por riesgo de mercado sólo la rentabilidad de la primera (C1) continúa siendo estadísticamente significativa. Las sensibilidades del modelo de cuatro factores, indican que los títulos mejor recomendados tienden a ser más grandes y a tener un ratio *book-to-market* más alto. Los peor recomendados se caracterizan por tener un *momentum* de precios negativo y ratio *book-to-market* relativamente más bajo. La estrategia autofinanciada de comprar las mejores recomendaciones y vender las peores (C1-C3) genera rendimientos positivos importantes, del 0.86%, después de controlar los factores de riesgo (t = 3.03).

Por lo que respecta a las carteras de cambio de consenso, tomando una posición larga en la cartera de cambios de consenso positivos y una posición corta en los títulos con cambio negativo (CC1-CC3), se obtiene una rentabilidad anormal ajustada por los cuatro factores de riesgo considerados, del 0.60%, significativamente distinta de cero a un nivel del 5% (t =2.01).

Por tanto, los resultados obtenidos anteriormente para cinco carteras, se mantienen cuando su número se reduce a tres, independientemente del criterio utilizado para su construcción. Las recomendaciones de los analistas tienen valor y los inversores pueden obtener rendimientos positivos comprando los activos con recomendaciones superiores, o cuya recomendación mejora, y vendiendo los títulos con recomendaciones inferiores o cuya recomendación empeora.

Cuadro 6.
Rentabilidad anormal de las carteras por niveles de recomendación (cambio) y capitalización bursátil.

	Nivel Medio (1)	Rentabilidad Media (2)	Intercepto de CAPM (3)	Intercepto de Modelo 3 Factores (3)	Intercepto de Modelo 4 Factores (4)
Panel A: Carteras de Consenso					
Panel A1: 3 Carteras de Percentiles					
C1	4.28	1.72 ***	0.94 **	0.76 ***	0.74 **
C2	3.55	1.32 **	0.50 *	0.33	0.33
C3	2.48	0.67	-0.14	-0.27	-0.12
C1-C3		1.05 ***	1.08 ***	1.03 ***	0.86 ***
Panel A2: Carteras de Consenso adaptadas a la Barber et al (2001, 2003)					
C1	4.33	1.80 ***	1.03 **	0.87 ***	0.81 ***
C2	3.71	1.08 **	0.26	0.09	0.02
C3	2.75	0.96 *	0.14	-0.01	0.13
C1-C3		0.84 ***	0.89 **	0.88 ***	0.68 ***
Panel B: Carteras de Cambio de Consenso					
CC1	+0.20	1.23 **	0.49 *	0.39	0.41 *
CC2	0.00	1.48 **	0.76 **	0.62 **	0.68 ***
CC3	-0.21	0.71	-0.05	-0.18	-0.19
CC1-CC3		0.52 *	0.54 **	0.57 **	0.60 **

Este cuadro ofrece los resultados de la estimación de las ecuaciones (1), (2) y (3), por mínimos cuadrados ordinarios para las carteras formadas con el doble criterio nivel de consenso (cambio de consenso) y capitalización en el periodo que va de enero 1994 a diciembre 2003. Los coeficientes alfa se presentan en porcentaje. * Los símbolos *, ** y *** significan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

5.2 Omisión de carteras de referencia

En el apartado anterior se han valorado las recomendaciones de los analistas tomando como referencia las cuatro clases de activos o estilos de inversión (mercado, tamaño, valor y *momentum*) sugeridos por la literatura teórica y empírica sobre modelos de valoración de activos arriesgados. En esta sección analizamos la posibilidad de que existan estilos de inversión, o clases de activos, que podrían seguir los analistas al emitir recomendaciones de inversión de un determinado tipo, que no hemos considerado en la evaluación de los resultados de las carteras de recomendaciones.

Supongamos concretamente que existen K estilos de inversión no incluidos en la ecuación (3) como carteras de referencia, y cuyos rendimientos vienen explicados por los cuatro factores de riesgo considerados en el modelo (3), de la forma siguiente,

$$r_{k,t} = \alpha_k + \sum_{j=1}^{J} \beta_{pj} r_{j,t} + e_{k,t} \tag{4}$$

donde $r_{jt} = (R_{Mt}-R_{ft})$, SMB_t, HML_t, y WML_t y $\beta_{pj} = \beta_{pM}$, β_{pSMB}, β_{pHML} y β_{pWML} para j =1,2,3 y 4. De esta forma, los verdaderos resultados atribuibles a la capacidad de los analistas para seleccionar activos vendrían dados por el intercepto de la siguiente regresión:

$$r_{p,t} = \alpha_p^* + \sum_{j=1}^{J} \beta_{pj}^* r_{j,t} + \sum_{k=1}^{K} \beta_{pk}^* r_{k,t} + e_{p,t}^* \tag{5}$$

Sustituyendo (4) en (5) y reordenando, se obtiene el efecto que tiene estimar los resultados de las carteras de recomendaciones con los J=4 factores de riesgo iniciales de la ecuación (3), omitiendo los K estilos de riesgo no utilizados como carteras de referencia,

$$r_{p,t} = \underbrace{\alpha_p^* + \sum_{k}^{K} \beta_{pk}^* \alpha_k}_{\alpha_{pj}} + \underbrace{\left(\sum_{j=1}^{J} \beta_{pj}^* + \sum_{k}^{K} \beta_{pk}^* \sum_{j}^{J} \beta_{kj} \right)}_{\beta_{pj}} r_{j,t} + \underbrace{e_{p,t}^* + \sum_{k=1}^{K} \beta_{pk}^* e_{k,t}}_{\varepsilon_{p,t}} \tag{6}$$

donde se puede observar que, si estimamos los resultados de las carteras de recomendación con los cuatro factores de riesgo inicialmente considerados en la ecuación (3), en lugar de con los 4+K de la ecuación (5), tanto el resultado de las carteras como su exposición al riesgo se estiman con error. El sesgo de estimación depende del rendimiento anormal de las carteras no definidas inicialmente como referenciales, α_k y de su sensibilidad a los factores de riesgo β_{kj}. Por tanto, la rentabilidad de las carteras no referenciales puede aportar información para estimar los coeficientes α_p y β_{pj} con mayor precisión (Pastor y Stambaugh, 2002).

La literatura empírica sobre carteras de gestión activa sugiere la conveniencia de incorporar carteras de referencia que representen todas las clases de activos que forman la cartera (Pastor y Stambaugh, 2002). El problema es que no existe ninguna teoría que guíe la elección de las carteras no referenciales. Matallín (2003), por ejemplo, utilizando como cartera de referencia la cartera de mercado, evalúa los resultados de los fondos de inversión en España utilizando como carteras adicionales el rendimiento de un índice de deuda del estado a medio y largo plazo, y cuatro carteras de estilo construidas por Morgan Stanley (MSCI): rendimiento de las acciones pequeñas, rendimiento de las acciones grandes, rendimiento de las acciones de valor y rendimientos de las acciones de crecimiento.

Por su parte, Pastor y Stambaugh (2002), añaden a los factores de Fama y French varias carteras omitidas, entre las que se encuentran el factor *momentum* y tres carteras de industria, representativas de un conjunto más amplio de 20 sectores. Estos autores recomiendan considerar un número limitado de activos no referenciales debido al efecto grados de libertad en muestras finitas.

Boni y Womack (2003) destacan la importancia de las referencias sectoriales en el trabajo de los analistas, al observar que los departamentos de las firmas de análisis se organizan por industrias, que los propios analistas son considerados especialistas sectoriales y que los rankings anuales de analistas, como el *Institutional Investor All Star*, premian al mejor analista de cada industria. Sus resultados demuestran que determinados sectores atraen analistas con mayor capacidad para seleccionar activos por lo que para analizar las recomendaciones de los analistas se debe controlar la industria.

En un mercado como el español, donde el número de empresas por industria es pequeño, es razonable pensar que estos profesionales investiguen empresas de distintas industrias que presentan un cierto grado de homogeneidad. Por ello, siguiendo a Pastor y Stambaugh (2002), utilizamos como factores de referencia los cuatro factores del modelo (3) y, empleamos como carteras omitidas los tres índices de industria agregados creados por la Sociedad de Bolsas: Servicios, *Utilities* y Financiero. No utilizamos un índice de deuda porque esta clase de activos no forma parte del conjunto de activos invertible por los analistas de inversión.

En primer lugar, se analiza el posible sesgo introducido por los factores omitidos estimando por MCO la ecuación (4). En los resultados que se ofrecen en el cuadro A.1 del apéndice, la constante es siempre negativa, aunque no estadísticamente distinta de cero con ninguno de los tres índices industriales. El factor mercado explica en gran medida la rentabilidad de estas carteras sectoriales, por lo que su omisión podría tener efectos importantes en β_{pm}. Por tanto, las series temporales de rendimientos de estos tres índices pueden proporcionar información que permita una estimación más precisa de la rentabilidad generada por las carteras de recomendaciones.

Los resultados de la estimación del modelo (5) se presentan en el cuadro 7. Se puede comprobar que al incluir los tres índices sectoriales como carteras de referencia, la eliminación del sesgo negativo observado hace que la magnitud de las rentabilidades anormales sea supe-

Cuadro 7

Rentabilidades anormales de las carteras de recomendaciones en un contexto multifactorial: Carteras de referencia omitidas.

	α_p (1)	MKT (2)	SMB (3)	HML (4)	WML (5)	IS (6)	IU (7)	IF (8)	R^2 (9)
Panel A: Carteras de Consenso									
C1(favorable)	0.84	0.5777	0.3303	0.3516	0.0394	0.0748	-0.0476	0.0834	0.63
	(2.78) ***	(2.25) **	(2.38) **	(2.98) ***	(0.51)	(0.52)	(-0.38)	(0.57)	
C2	0.57	0.4773	0.3202	0.3292	0.0691	0.4065	-0.0759	0.1170	0.80
	(2.41) **	(1.96)	(4.65) ***	(3.81) ***	(1.34)	(3.02) ***	(-0.65)	(1.40)	
C3	0.31	0.6756	0.1260	0.2723	-0.0478	0.2785	-0.1159	0.0241	0.81
	(1.14)	(3.18) ***	(1.60)	(3.44) ***	(-0.69)	(3.47) ***	(-1.06)	(0.24)	
C4	0.23	1.0467	0.3104	0.2104	-0.0862	0.1874	-0.2896	-0.0609	0.83
	(1.04)	(6.11) ***	(5.74) ****	(2.55) **	(-1.64)	(2.34) **	(-2.66) ***	(-1.09)	
C5(desfavorable)	-0.07	0.4486	0.5490	0.1312	-0.2236	0.2736	-0.0511	0.1264	0.75
	(-0.29)	(1.79) ***	(3.01) ***	(0.86)	(-2.25) **	(2.65) ***	(-0.57)	(1.12)	
C1-C5(diferencia)	1.24	0.3828	-0.1598	-0.1269	-0.0919	0.0463	-0.1382	-0.1378	0.02
	(3.08) ***	(1.07)	(-1.28)	(-1.08)	(-0.88)	(0.34)	(-0.80)	(-1.10)	
Panel B: Carteras de Cambio de Consenso									
CC1(mejora)	0.59	0.5872	0.3730	0.2955	-0.0256	0.2088	0.0270	0.0207	0.78
	(2.15) **	(3.31) ***	(4.35) ***	(3.42) ***	(-0.60)	(2.52) **	(0.28)	(0.19)	
CC2	0.39	0.5945	0.2431	0.1743	-0.0534	0.2942	-0.0879	0.0662	0.81
	(1.76) *	(2.99) ***	(2.50) **	(1.77) *	(-0.94)	(3.94) ***	(-0.79)	(0.74)	
CC3	0.54	0.8267	0.6695	0.3940	-0.0207	0.1206	-0.1826	0.0054	0.76
	(1.72) *	(4.42) ***	(6.49) ***	(3.02) ***	(-0.39)	(1.26)	(-1.73) *	(0.05)	
CC4	0.66	0.5484	0.3709	0.3122	-0.1134	0.2323	-0.1178	0.1791	0.74
	(2.15) **	(3.20) ***	(2.73) ***	(2.59) **	(-1.64)	(1.58)	(-1.04)	(1.64)	
CC5(empeora)	-0.19	0.8529	0.2362	0.2633	0.0130	0.3672	-0.1945	-0.0660	0.79
	(-0.67)	(4.10) ***	(2.33) **	(2.86) ***	(0.16)	(4.11) ***	(-1.46)	(-1.08)	
CC1-CC5(diferencia)	0.77	-0.2658	0.1368	0.0322	-0.0386	-0.1584	0.2215	0.0867	0.03
	(1.91) *	(-1.02)	(0.96)	(0.32)	(-0.43)	(-1.58)	(1.39)	(0.69)	

Este cuadro ofrece los resultados de la estimación de las ecuaciones (2) y (3) por mínimos cuadrados ordinarios para el periodo que va de enero 1994 a diciembre 2003. Los coeficientes alfa se presentan en porcentaje. Los estadísticos t entre paréntesis son consistentes a la presencia de heteroscedasticidad. Los símbolos *, ** y *** significan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

rior en todas las carteras de consenso y cambio de consenso, con la única excepción de la cartera CC1-CC5.

Por tanto, la incorporación de factores omitidos permite estimar con mayor precisión las rentabilidades anormales de las carteras, y demuestra que los resultados previamente obtenidos son robustos a la especificación del modelo de factores utilizado para generar las rentabilidades anormales.

5.3 Costes de transacción

Las rentabilidades de las carteras de recomendaciones se han calculado como rentabilidades brutas, sin deducir los costes de transacción asociados a la implantación por los inversores de la estrategia de negociación derivada de las mismas. El reajuste mensual de las carteras de consenso y cambio de consenso, requiere la entrada y salida de títulos de cada una de las carteras de recomendaciones, con la consiguiente compraventa de acciones, lo que supone importantes costes de transacción que reducen la rentabilidad total.

Barber et al (2001), Chen y Cheng (2002) y Li (2005) estiman los costes de transacción de las carteras de recomendaciones a partir de los porcentajes medios de los costes de transacción de los inversores institucionales calculados por Keim y Madhavan (1998), para cada quintil de tamaño de las sociedades cotizadas en los mercados norteamericanos. Los primeros autores obtienen que la rentabilidad de las carteras de recomendaciones es insignificante después de tener en cuenta costes de transacción. Sin embargo, Chen y Cheng (2002) y Li (2005), detectan que las recomendaciones de los analistas tienen valor para los inversores incluso después de tener en cuenta los costes de transacción.

En el mercado español no existen estimaciones conjuntas de los costes de transacción implícitos y explícitos, similares a las realizadas por Keim y Madhavan (1998) en los mercados norteamericanos para los inversores institucionales. Además, la aplicación de estos porcentajes no resulta apropiada en el mercado español debido a la diversidad institucional y a las diferencias en las características de las sociedades cotizadas. Por ello, en contraste con los trabajos anteriores, vamos a realizar una estimación individualizada de los costes totales de transacción de cada cartera como la suma de los costes implícitos y explícitos. Los costes implícitos se han calculado como la mitad de

la media mensual de la horquilla cotizada de cierre diaria (diferencia entre el precio *ask* y *bid*). Los costes explícitos se consideran proporcionales al cambio de capitalización que se produce en el reajuste mensual de cada cartera. Estos costes explícitos se aproximan por el porcentaje medio del 2% de comisiones de gestión cobradas por las gestoras de fondos de inversión en renta variable (analistas del lado de la compra) a sus partícipes, estimado por Ferruz, López y Vicente (2002). Estimando los costes implícitos y explícitos de esta forma, se tiene en cuenta directamente la rotación de activos en la recomposición mensual de las carteras

La rentabilidad media y los interceptos de los modelos (1), (2) y (3), netos de costes de transacción, se presentan en las columnas de la izquierda del cuadro 8. A continuación, se muestran los coeficientes de los factores de riesgo y, en la última columna de la derecha, se ofrece información sobre la rotación media de los activos en las carteras.

Se puede comprobar que los porcentajes más bajos de rotación se dan en las carteras C1 y C5, dado que en la primera las salidas sólo se dan por empeoramiento de la recomendación y en la última por mejora, mientras que en las restantes se pueden dar tanto por mejora como por empeoramiento. Asimismo, se constata que los costes de transacción reducen sensiblemente la rentabilidad media mensual de todas las carteras de recomendaciones de consenso. El rango de la caída va del 0.16% en la cartera C5 de activos con peores recomendaciones al 0.31% de la cartera C2. No obstante, la rentabilidad media continua siendo positiva en todas las carteras pero, ahora, sólo es significativamente distinta de cero la rentabilidad media de las carteras con recomendación de mantener (C3), sobreponderar (C2) y comprar (C1). Después de ajustar por riesgo de mercado, tamaño, valor y momentum de precios, la rentabilidad anormal neta de costes de transacción de las carteras con recomendaciones favorables es positiva, siendo la de las carteras con recomendaciones neutrales y desfavorables negativas. Sin embargo, sólo la cartera de compra (C1) proporciona rentabilidades anormales netas positivas de 0.63%, significativamente distintas de cero. Esto es, los costes de transacción reducen el rendimiento anormal de esta cartera en un 0.20%. El descenso en el resto de las carteras es incluso mayor, debido a su mayor rotación, haciéndolas caer a un nivel estadísticamente insignificante. La rentabilidad de la estrategia de inversión autofinanciada es del 0.95% estadísticamente distinta de cero a un nivel del 1%.

Cuadro 8
Rentabilidad anormal después de costes de transacción.

	Rentabilidad Media (1)	Intercepto CAPM (2)	Intercepto 3FF (3)	Intercepto 4FF (4)	Coeficientes modelo 4FF MKT (5)	Coeficientes modelo 4FF SMB (6)	Coeficientes modelo 4FF HML (7)	Coeficientes modelo 4FF WML (8)	R2 Ajust (9)	Rotación Media (10)
Panel A: Carteras Consenso										
C1	1.60 ***	0.85 ***	0.67 **	0.63 **	0.6879 ***	0.3223 ***	0.3526 ***	0.0365	0.63	12.32
C2	1.23 **	0.40	0.23	0.16	0.8600 ***	0.3113 ***	0.3487 ***	0.0741	0.76	20.75
C3	0.92 *	0.10	-0.10	-0.06	0.8093 ***	0.1351 *	0.2951 ***	-0.0345	0.78	20.73
C4	0.83	0.00	-0.16	-0.09	0.8324 ***	0.3379 ***	0.2500	-0.0660	0.81	15.20
C5	0.41	-0.41	-0.52	-0.31	0.7624 ***	0.5437 **	0.1443	-0.2176 **	0.73	7.60
C1-C5	1.19 ***	1.26 ***	1.19 ***	0.94 ***	-0.0746	-0.2214	0.2083	0.2541 **	0.18	
Panel B: Carteras de Cambio Consenso										
CC1	0.59	-0.14	-0.25	-0.24	0.8052 ***	0.3733 ***	0.2907 ***	-0.0199	0.78	42.04
CC2	0.47	-0.27	-0.36	-0.33	0.8237 ***	0.2627 ***	0.2058 **	-0.0356	0.78	37.53
CC3	0.61	-0.09	-0.21	-0.20	0.7447 ***	0.6854 ***	0.4134 ***	-0.0115	0.75	34.70
CC4	0.78	0.03	-0.13	-0.04	0.8284 ***	0.3818 ***	0.3331 **	-0.1055	0.71	41.32
CC5	-0.08	-0.84 ***	-0.96 ***	-0.98 ***	0.8693 ***	0.2429 **	0.2842 ***	0.0259	0.75	42.91
CC1-CC5	0.67 **	0.70 *	0.71 *	0.75 *	-0.0641	0.1304	0.0065	-0.0458	0.00	

Este cuadro ofrece los resultados de la estimación de la rentabilidad media y de las rentabilidades medias ajustadas por riesgo con las ecuaciones (1), (2) y (3), después de costes de transacción implícitos y explícitos de las carteras de consenso (cambio de consenso) en el periodo que va de enero 1994 a diciembre 2003. Los costes implícitos se han calculado con la mitad de la media mensual de la horquilla cotizada. Los costes explícitos equivalen al 2% anual de la capitalización afectada en los reajustes mensuales de las carteras. Los coeficientes alfa se presentan en porcentaje. Los símbolos *, ** y *** significan rechazo de la hipótesis nula a un nivel de significación del 10%, 5% y 1%, respectivamente.

Por lo que se refiere a las carteras de cambio de consenso del panel B del cuadro 8, su alta rotación provoca una fuerte reducción de la rentabilidad media y anormal una vez que se tienen en cuenta los costes de transacción. Concretamente, la menor reducción es del 0.64% mensual en la cartera CC2 y la mayor de 0.77% en la CC1. El elevado movimiento de títulos de estas carteras lleva a que las rentabilidades anormales después de costes de transacción del modelo de cuatro factores sean negativas en todas las carteras. No obstante, sólo la rentabilidad negativa neta de la cartera con el cambio negativo de consenso más pronunciado (CC5), es estadísticamente distinta de cero. Pese a todo, la estrategia de inversión en la cartera diferencial de cambio de consenso (CC1-CC5), proporciona una rentabilidad estadísticamente significativa después de costes de transacción.

Por tanto, los inversores pueden obtener rentabilidades positivas después de costes de transacción tanto comprando las acciones mejor recomendadas por los analistas como siguiendo la estrategia diferencial consistente en comprar las acciones con mejor nivel de recomendación y vendiendo las peor recomendadas. Sin embargo, los inversores sólo pueden obtener rentabilidades netas significativas vendiendo en descubierto las acciones con el cambio negativo de consenso más fuerte o siguiendo la estrategia de inversión consistente en comprar las acciones con cambio positivo más alto y vendiendo las de cambio negativo de consenso más acusado.

6. Conclusiones

Los analistas son profesionales que investigan las sociedades cotizadas y aconsejan a los inversores con sus recomendaciones de inversión. Su implicación en actividades distintas del análisis de valores, como la intermediación y la banca de inversión, ha incidido negativamente en la objetividad de su investigación, provocando un sesgo de optimismo que se puede apreciar en la asimetría de la distribución de sección cruzada de las recomendaciones. En esta situación, parece cuestionable a priori que las recomendaciones de los analistas puedan tener alguna utilidad para que los inversores tomen sus decisiones de inversión.

En este trabajo se utilizan las recomendaciones de los analistas recogidas en la base de datos Factset-JCF durante el periodo 1994-

2003, a fin de estudiar en el mercado español si los analistas, como colectivo, detectan títulos infra y sobrevalorados, anticipan el movimiento de las cotizaciones de los activos e identifican oportunidades de inversión para sus clientes. En conjunto, nuestros resultados demuestran que, en promedio, los títulos con recomendación de compra generan rentabilidades superiores a los títulos con recomendación de venta. La diferencia de rentabilidad es positiva incluso después de controlar por determinadas características de las empresas con capacidad demostrada para explicar la distribución de sección cruzada de las rentabilidades de las acciones.

Se ha comprobado que los analistas tienen habilidad para seleccionar los mejores títulos, dado que buena parte de la diferencia de rentabilidad entre las acciones con recomendación de compra y de venta deriva de su capacidad profesional, aunque otra parte de la misma proviene de su tendencia a aconsejar la enajenación de los títulos perdedores en los últimos doce meses y la adquisición de títulos relativamente más orientados al valor que al crecimiento. Asimismo, se ha constatado que la rentabilidad media de las acciones cuya recomendación mejora es superior a la de los títulos cuyo nivel de consenso empeora.

Por otra parte, nuestros resultados sugieren que no existe relación entre nivel de información, aproximado por la capitalización bursátil, y la rentabilidad de las recomendaciones. No obstante, la rentabilidad de la estrategia de negociación consistente en comprar los títulos mejor recomendados y vender los peores, parece confinada a las empresas más grandes. Los resultados obtenidos son persistentes y robustos al criterio utilizado para formar las carteras de recomendaciones, al número de carteras considerado y a factores de riesgo omitidos.

Finalmente, cuando se consideran los costes de transacción, se comprueba que en las carteras de consenso, sólo la que recibe las recomendaciones más favorables continúa generando rentabilidades anormales significativamente positivas después de costes. Sin embargo, debido a la elevada rotación de sus títulos, las rentabilidades anormales netas son insignificantes en las carteras con cambio de consenso positivo y significativamente negativas en la cartera que experimenta el peor empeoramiento en las recomendaciones.

En definitiva, los resultados ponen de manifiesto que si bien los analistas de inversión en el mercado español tienden a recomendar determinadas clases de activos, como colectivo profesional demues-

tran capacidad para seleccionar en cada momento los mejores títulos y aconsejar a los inversores. Estas rentabilidades son compatibles con el concepto de eficiencia de Grossman y Stiglitz (1980) en la medida en que pueden representar una compensación por los costes de búsqueda de información.

APENDICE

Cuadro A.1
Carteras omitidas

Variable dependiente r_{kt}	Constante α_k	MKT	SMB	HML	WML	R^2
Índice Servicios	-0.0018	0.7973	-0.0001	0.0474	0.0314	0.73
(probabilidad crítica)	(0.46)	(0.00)	(0.99)	(0.61)	(0.66)	
Índice *Utilities*	-0.0007	1.0087	-0.0670	-0.0866	-0.0286	0.84
(probabilidad crítica)	(0.76)	(0.00)	(0.22)	(0.34)	(0.62)	
Índice Financiero	-0.0009	1.1709	-0.0950	-0.0435	-0.0502	0.81
(probabilidad crítica)	(0.81)	(0.00)	(0.52)	(0.74)	(0.60)	

En este cuadro se estima por MCO la ecuación (4). La variable dependiente es la rentabilidad mensual de los índices Servicios, Utilities y Financiero, construidos por la Sociedad de Bolsas. Las variables independientes son los factores de riesgo de la ecuación

REFERENCIAS

Barber, B., Lehavy, R., McNichols, M., y Trueman, B. (2001), "Can Investors Profit from the Prophets? Security Analyst Recommendations and Stock Returns", *The Journal of Finance* 56 (2): 531-563.

Barber, B., Lehavy, R., McNichols, M., y Trueman, B. (2003), "Reassessing the Returns of Analyst' Recommendations", *Financial Analysts Journal* 59 (2): 88-96.

Barber, B., Lehavy, R., y Trueman, B. (1999), "Brokerage Houses and their Stock Recommendations: Does Superior Performance Persist?", *Working Paper*, University of California at Davis.

Barber, B. y Loeffler, D. (1993), "The Data-Board Column Second-Hand Information and Price Pressure", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28: 273-284.

Beneish, M. (1991), "Stock Prices and the Dissemination of Analysts' Stock Recommendations", *Journal of Business* 64: 393-416.

Boni, L. y Womack, K. (2003), "Analysts, Industries and Price Momentum", *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 41: 85-110.

Bradshaw, M. (2004), "How Do Analysts Use Their Earnings Forecasts in Generating Stock Recommendations ?", *The Accounting Review* 79: 25-50.

Brav, A., y Lehavy, R., (2002), "An Empirical Analysis of Analysts' Target Prices: Short- Term Informativeness and Long-Term Dynamics", *The Journal of Finance* 58: 1933-1968.

Bushan, R (1989), "Firms Characteristics and Analyst Following", *Journal of Accounting and Economics* 11(2): 255-274.

Carhart, M. (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance", *The Journal of Finance* 52: 57-82.

Chen, X., y Cheng, Q. (2005), "Institutional Holdings and Analysts' Stock Recommendations", *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Forthcoming.

Doukas, J., Kim C., y Pantzalis, C. (2005), "The Two Faces of Analysts Coverage", *Financial Management* 34(2): 99-125.

Doukas, J., Kim C., y Pantzalis, C. (2004), "Abnormal Analyst Coverage, External Financing, and Firm Investment", *Working Paper*, Old Dominion University.

Easley, D., O'Hara, M., Paperman, J., (1998), "Financial Analysts and Information-Based Trade", *Journal of Financial Markets* 1: 175-201.

Fama, E., French, K. (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics* 33: 3-56.

Ferruz, L., López, J. y Vicente, L. (2002) Ibex-35: ¿Un índice difícil de superar?, *Revista Bolsa de Madrid*, Agosto-Septiembre.

Gonzalo, V., e Inurrieta, A. (2001),"¿ Son rentables las recomendaciones de las casas de bolsa ?", *IX Foro de Finanzas*, Pamplona.

Graham, J., y Harvey, C. (1996), "Market Timing Ability and Volatility Implied in Investment Newsletters' Asset Allocation Recommendations", *Journal of Financial Economics* 42: 397-421.

Grossman, S. y Stiglitz, J. (1980), "On the impossibility of informationally efficient markets", *American Economic Review* 70 (3): 393-408.

Hong, H. y Stein, J. (1999), "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading and Overreaction in Asset Markets", *The Journal of Finance* 54: 2143– 2184.

Jegadeesh, N., y Titman, S. (1993), "Returns of Buying Winners and Selling Losers: Implications for Stock Market Efficiency", *The Journal of Finance* 48: 65-91.

Jegadeesh, N., y Kim, J. (2003), "Value of Analyst Recommendations: International Evidence", *Working Paper*, Goizueta Business School.

Jegadeesh, N., Kim, J., Krische, S., y Lee, C. (2004) "Analyzing the Analysts: When do Recommendations Add Value?", *The Journal of Finance* 59(3): 1083-1124.

Keim, D., y Madhavan, A. (1998), "The Cost of Institutional Equity Trades", *Financial Analysts Journal* 54: 50-69.

Lang, M., Lundholm, R. (1993), "Cross-Sectional Determinants of Analysts Ratings of Corporate Disclosures", *Journal of Accounting Research* 31(2): 246-271.

Li, X. (2005), "The persistence of relative performance in stock recomendations of sell-side financial analysts", *Journal of Accounting & Economics*, Forthcoming.

Lee, C. , y S. Swaminathan (2000), "Price Momentum and Trading Volume", *The Journal of Finance* 55: 2017-2070.

Lloyd-Davies, P. y Canes, M. (1978),"Stock Prices and Publication of Second-Hand Information", *Journal of Business* 51: 43-56.

Loh, R., y Mian, G. (2005), "Do Accurate Earnings Forecasts Facilitate Superior Investment Recommendations?", *Journal of Financial Economics*, Forthcoming.

Madureira, L. (2004), "Conflict of Interest, Regulations, and Stock Recommendations", *Working Paper*, The Wharton School, University of Pennsylvania.

Malkiel, B. (1995), "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991", *The Journal of Finance* 50: 549-572.

Matallín, J.C. (2003), "Estacionalidad, Sincronización y Performance entre carteras de referencia y Evaluación de los Fondos de Inversión", *XI Foro de Finanzas*, Alicante.

Menéndez, S. (2005), "Market Valuation of the Analysts' Recommendations: The Spanish Stock Market", *Applied Financial Economics* 15: 509-518.

Mikhail, M., Walther, B., y Willis, R. (2004), "Do Security Analysts Exhibit Persistent Differences in Stock Picking Ability?", *Journal of Financial Economics* 74: 67-91.

Pastor, L. y Stambaugh, R. (2002), "Mutual Fund Performance and Seemingly Unrelated Assets", *Journal of Financial Economics* 63(3): 315-349.

Stickel, S. (1995), "The Anatomy of the Performance of Buy and Sell Recommendations", *Financial Analyst Journal* 51: 25-39.

Womack, K. (1996), "Do Brokerage Analysts' Recommendations Have Investment Value?", *The Journal of Finance* 51: 137-167.

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.