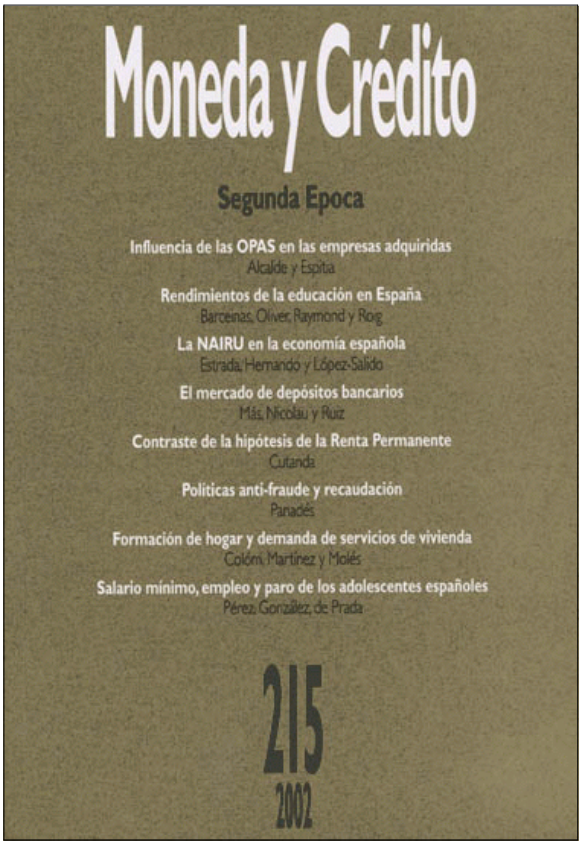
Moneda y Crédito

Núm. 215, 2002



Moneda y Crédito

215

2002

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 _____ *15,03 + IVA = 16,25 €*
Extranjero _____ *18,53 €*

Las solicitudes de suscripción deben enviarse a Moneda y Crédito, S. L., Avda. de América, 32 - 6º. 28028 Madrid (Tels.: 91 337 74 33 - 34)

Envío de originales:

Los autores interesados en remitir trabajos para su eventual publicación en la revista deben enviarlo a Moneda y Crédito, S. L., Avda. de América, 32 - 6º. 28028 Madrid.

© Copyright 1990
Moneda y Crédito, S. L.
C/. Serrano, 92 - 2º. 28006 MADRID
Reservados todos los derechos.
ISSN: 0026-959X
Depósito Legal: M. 925 - 1958
Impreso en España por GRAFICAS VILLA, S. L.

CONSEJO ASESOR

Consejo de Redacción: José Viñals, Banco de España (Director)
Javier Andrés, Universidad de Valencia (Director adjunto)
Angel de la Fuente, Instituto de Análisis Económico, CSIC
Javier Gardeazábal, Universidad del País Vasco
J. Ignacio Peña, Universidad Carlos III (Director adjunto)

Consejeros: Philippe Bacchetta, Université de Laussane
José Manuel Campa, New York University, IESE
Stephen Cecchetti, The Ohio State University
Antonio Fatás, INSEAD
Paul de Grauwe, Katolieke Universiteit Leuven
Emilio Huerta, Universidad Pública de Navarra
Albert Marcet, Universidad Pompeu Fabra
Alfonso Novales, Universidad Complutense
Lucrecia Reichlin, ECARES, Université Libre de Bruxelles
Jaume Ventura, Massachusetts Institute of Technology
Alfred Pastor, IESE, Universidad de Navarra

CONTENIDO

	Págs.
INTRODUCCION Y RESUMEN	7
Análisis ex post de la influencia de las OPAS en el performance de las empresas adquiridas ..... NURIA ALCALDE FRADEJAS Y MANUEL ESPITIA ESCUER	11
Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España ..... FERNANDO BARCEINAS PAREDES, JOSEP OLIVER ALONSO, JOSÉ LUIS RAYMOND BARA Y JOSÉ LUIS ROIG SABATÉ.	43
La medición de la NAIRU en la economía española ..... ÁNGEL ESTRADA, IGNACIO HERNANDO Y J. DAVID LÓPEZ-SALIDO	69
Rivalidad en el mercado español de depósitos bancarios: La teoría de los grupos estratégicos ..... FRANCISCO JOSÉ MÁS RUIZ, JUAN LUIS NICOLAU GONZÁLBEZ Y FELIPE RUIZ MORENO	109
La hipótesis de la Renta Permanente: Evidencia de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares ..... ANTONIO CUTANDA	145
Políticas anti-fraude y recaudación: El papel de la tributación por módulos ..... JUDITH PANADÉS I MARTÍ.	167
Un análisis de las decisiones de formación de hogar, tenencia y demanda de servicios de vivienda de los jóvenes españoles .. Mª CONSUELO COLOM ANDRÉS, ROSARIO MARTÍNEZ VERDÚ Y Mª CRUZ MOLÉS MACHÍ	199
Los efectos simultáneos del salario mínimo sobre el empleo, la participación y la tasa de paro de los adolescentes españoles. ..... CARLOS PÉREZ DOMÍNGUEZ, INMACULADA GONZÁLEZ GÜEMES Y Mª DOLORES DE PRADA MORAGA	225

INTRODUCCION Y RESUMEN

En el número 215 de Moneda y Crédito se recogen ocho trabajos originales de investigación. En el primero de ellos, *Análisis ex post de la influencia de las OPAS en el performance de las empresas adquiridas*, Nuria Alcalde Fradejas y Manuel Espitia Escuer analizan la evolución que experimenta el performance de 33 empresas no financieras que fueron objeto de OPAS con éxito realizadas en España durante el período 1991-1996. Los resultados obtenidos indican que, con carácter general, las tomas de control no se traducen en una mejora del performance de las sociedades adquiridas. Estos resultados entran en conflicto con los que derivan de la aplicación de la metodología de los estudios de acontecimientos, por lo que se pone de manifiesto la necesidad de investigar en mayor profundidad las cuestiones relativas a la generación de valor a través de las ofertas públicas de adquisición.

En el segundo artículo del volumen, *Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España*, Fernando Barceinas Paredes, Josep Oliver Alonso, José Luis Raymond Bara y José Luis Roig Sabaté muestran como las estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios de los rendimientos de la educación pueden ser inconsistentes debido a la endogeneidad de la variable "escolaridad". Una alternativa común para resolver el problema ha consistido en estimar por variables instrumentales. No obstante, se ha demostrado que estas estimaciones pueden estar reflejando los rendimientos de un grupo específico de la población, lo que se conoce como efecto "tratamiento". En este contexto se han estimado los rendimientos de la educación para España asociados al "tratamiento" que generó la Reforma Educativa de 1970. El resultado general es que el grupo que potencialmente pudo haberse beneficiado por la reforma (los individuos hábiles y con restricciones financieras) se caracterizó por un rendimiento muy superior al rendimiento medio de

la inversión educativa para los demás grupos de población, básicamente por el impacto sobre las horas trabajadas.

Ángel Estrada, Ignacio Hernando y J. David López-Salido son los autores del tercer artículo, *La medición de la NAIRU en la economía española*. En él se utilizan diversos procedimientos propuestos en la literatura para llevar a cabo dicha estimación, y se describen sus principales ventajas e inconvenientes. El análisis muestra, en primer lugar, que estos enfoques alternativos proporcionan estimaciones de la NAIRU significativamente diferentes. Además, en los casos en los que se ha calculado alguna medida de la precisión de la estimación (en concreto, en las estimaciones basadas en el enfoque de curva de Phillips o en los modelos SVAR), se ha obtenido un elevado grado de incertidumbre. Por tanto, la principal conclusión es que el concepto de NAIRU tiene una utilidad limitada como valor de referencia en torno al cual vertebrar el análisis de las políticas macroeconómicas, dado el estado actual de la investigación en esta área. Dos conclusiones adicionales pueden sintetizarse como sigue. Primero, todas las estimaciones de la NAIRU muestran una elevación sustancial entre 1981 y 1985, y una caída durante la última fase expansiva de la economía española, que ha sido muy similar a la experimentada por la tasa de desempleo observada. Segundo, los resultados del enfoque estructural apuntan hacia tres factores como principales determinantes de la evolución de la NAIRU en el período considerado: el mark-up de precios, la ratio de reemplazamiento y los cambios en el sistema impositivo.

En el trabajo *Rivalidad en el mercado español de depósitos bancarios: La teoría de los grupos estratégicos*, Francisco José Más Ruiz, Juan Luis Nicolau Gonzálbez y Felipe Ruiz Moreno examinan la rivalidad intra y entre grupos estratégicos en una industria. La literatura sobre la materia sugiere que la evidencia empírica puede verse afectada por problemas operativos relacionados con la medición de la rivalidad. Como novedad, la metodología aplicada propone la utilización de dos enfoques de medición de la rivalidad, uno indirecto mediante la estimación de la variación conjetural, y una evaluación directa a través de las noticias sobre acciones y reacciones estratégicas detectadas en las publicaciones. La aplicación empírica realizada en el mercado español de depósitos bancarios pone en evidencia que la forma de medición de la rivalidad incide en los resultados acerca de la mayor o menor rivalidad intra que entre grupos.

El quinto trabajo recogido en este volumen ha sido elaborado por

Antonio Cutanda y lleva por título *La hipótesis de la Renta Permanente: Evidencia de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares.* En el artículo se presentan estimaciones de ecuaciones de Euler usando diferentes pseudo-paneles extraídos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) para el período 1985-1993. La principal conclusión del trabajo es que el modelo de sustitución intertemporal no parece explicar adecuadamente el comportamiento del consumo agregado de bienes no duraderos en España. Este consumo exhibe un exceso de sensibilidad a las variaciones de la renta y una correlación muy estable con el tipo de interés. Además el trabajo muestra que hay una gran heterogeneidad en la sustitución intertemporal en el consumo entre grupos de población en España.

Judith Panadés i Martí presenta, en el artículo *Políticas anti-fraude y recaudación: El papel de la tributación por módulos*, un sistema impositivo donde los individuos pueden escoger entre dos alternativas para realizar el pago de sus impuestos: pagar los impuestos proporcionales a la renta que han declarado, pero estando sujetos en este caso a una posible inspección (sistema de estimación directa), o satisfacer el pago de un impuesto de suma fija quedando exentos de cualquier otra obligación tributaria (sistema de módulos). En este contexto el gobierno posee dos instrumentos de política fiscal asociados a cada uno de los sistemas alternativos: el tipo impositivo y el impuesto de suma fija. En el artículo se analiza el impacto de modificaciones en cada uno de estos dos instrumentos sobre la recaudación del gobierno y se discuten las implicaciones del análisis efectuado sobre el diseño de políticas impositivas.

Mª Consuelo Colom Andrés, Rosario Martínez Verdú y Mª Cruz Molés Machí son las autoras del séptimo artículo del volumen, *Un análisis de las decisiones de formación de hogar, tenencia y demanda de servicios de vivienda de los jóvenes españoles.* Estudios anteriores han puesto de manifiesto la necesidad de analizar conjuntamente las decisiones de tenencia y demanda de vivienda de los hogares. Sin embargo, pocos han considerado que los jóvenes toman estas decisiones junto con la de formación de hogar; en concreto, en España no existe ningún trabajo con estas características. La principal aportación de este trabajo es el análisis simultáneo estas tres decisiones para los jóvenes españoles. Para ello se estima un modelo econométrico con cuatro ecuaciones, dos de las cuales recogen las decisiones de formación de hogar y tenencia y las otras dos el gasto en servicios de vivienda de propietarios e inquilinos.

El artículo que cierra el volumen se debe a Carlos Pérez Domínguez, Inmaculada González Güemes y Mª Dolores de Prada Moraga y lleva por título *Los efectos simultáneos del salario mínimo sobre el empleo, la participación y la tasa de paro de los adolescentes españoles.* El objetivo de este trabajo es calibrar los efectos que el Salario Mínimo Interprofesional ejerce sobre las magnitudes básicas del mercado de trabajo adolescente en España. A tal fin, se propone una estructura teórica que sugiere la estimación de un modelo de ecuaciones simultáneas en el que se recogen los efectos conjuntos de dicho salario sobre el empleo y la actividad de los más jóvenes, así como las posibles interrelaciones que ligan a dichas variables. Para ello se ha utilizado una muestra de datos trimestrales que abarca los últimos 20 años y que recoge el último proceso de equiparación salarial por edades del periodo 1996 a 1998.

Análisis ex post de la influencia de las opas en el *performance* de las empresas adquiridas*

Nuria Alcalde Fradejas
Manuel Espitia Escuer
Departamento de Economía y Dirección de Empresas
Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales
Universidad de Zaragoza

1. INTRODUCCIÓN

Una de las opciones estratégicas a la que las empresas y los profesionales de la gestión dedican más atención es la del crecimiento. Las estrategias de crecimiento suponen alcanzar escalas operativas de orden superior, o bien explorar ámbitos de negocio en los que una determinada empresa no tiene presencia activa. De entre las fórmulas operativas que se han diseñado para llevar a la práctica tales estrategias de crecimiento, una que resulta de especial interés, tanto académico, como profesional, es la fórmula de la Oferta Pública de Adquisición (OPA).

Esta fórmula supone la entrada en el ámbito del organigrama de

* Este trabajo ha sido financiado por la CICYT a través del proyecto SEC 99-1087-C02-02 y por la Universidad de Zaragoza a través del proyecto 267-45. Agradecemos especialmente los comentarios y sugerencias realizados por el profesor Vicente Salas a versiones previas de este trabajo, así como por los dos evaluadores anónimos. Los errores que pueda haber son responsabilidad exclusiva de los autores.

la empresa de una división que hasta el momento era una empresa competidora o bien, totalmente ajena al interés de las actividades desarrolladas internamente. Las formas de proceder de esta empresa, ajena hasta el momento, y la de la propia empresa, se espera que generen economías derivadas del tamaño o de la diversificación que justifiquen los costes soportados por la coordinación y control incremental necesarios.

Desde otro punto de vista, las OPAs constituyen también un mecanismo de control de la labor desempeñada por los equipos gestores de las sociedades cotizadas que goza de gran relevancia fundamentalmente en países como EEUU y Reino Unido, donde el gobierno de la empresa recae en mayor medida sobre mecanismos de control externo.

De acuerdo con la teoría del mercado para el control de sociedades, sugerida originariamente por Manne (1965), cuando una empresa está siendo gestionada de forma ineficiente el precio de sus acciones desciende (asumiendo que el mercado de capitales es eficiente) y equipos directivos alternativos que se consideran más capaces se hacen con su control, desplazando al antiguo equipo y mejorando la gestión.

Tanto el desplazamiento de directivos ineficientes (y su sustitución por otros más capaces) como la posibilidad de obtener sinergias, son argumentos en base a los cuales cabría esperar una mejora de la rentabilidad de las empresas adquiridas en relación a la alcanzada antes de que se produjera la toma de control. Esta es la hipótesis que plantean Ravenscraft y Scherer (1987) y que trataremos de verificar para el caso español.

Al margen de los motivos que impulsan las tomas de control, la generación de valor a través de las fusiones y adquisiciones de empresas ha sido analizada en la literatura previa utilizando en unos casos información ex ante y, en otros, información ex post, obteniéndose resultados no siempre coincidentes. Si bien la valoración de una operación de toma de control la realiza inicialmente el mercado en las sucesivas sesiones de cotizaciones conjuntas según las expectativas formuladas "a priori" sobre el resultado de la adquisición, el objetivo final no puede verse cubierto hasta que haya transcurrido un lapso temporal suficientemente amplio y se hayan confirmado "ex post" las expectativas formuladas. En este sentido puede señalarse que si bien la oleada de fusiones y adquisiciones que se produjo

durante la década de los 80 en EEUU y Reino Unido tuvo inicialmente una acogida muy positiva en el ámbito empresarial puesto que, por un lado, favorecía la creación de unidades empresariales de dimensiones adecuadas para alcanzar un buen nivel de competitividad en una economía globalizada, y, por otro, permitía realizar la sustitución de gestores poco eficientes por otros más capaces, la experiencia acumulada en estos países hace que hoy en día se planteen algunas dudas sobre los efectos tan beneficiosos que en principio se atribuyeron a estas operaciones[1]. Por un lado, muchas de las OPAs hostiles de los años 80 tuvieron un alto componente especulativo. Buscaban la obtención de resultados a corto plazo desmembrando a las empresas adquiridas y vendiendo aquellas partes de ellas que no tenían sentido para el grupo comprador dentro de su estrategia (Ravenscraft y Scherer, 1987). Por otro lado, Franks y Mayer (1996) sugieren que la mayor parte de las OPAs hostiles realizadas en el Reino Unido no tuvieron un carácter disciplinario. Muy por el contrario, las empresas adquiridas eran empresas bien gestionadas.

En España no ha existido tradicionalmente ningún período caracterizado por un elevado número de fusiones y adquisiciones (Martínez y Sanchis, 1990), si bien durante los últimos años ha aumentado la importancia de estas operaciones, registrándose transacciones de envergadura no conocida en nuestro país, en sectores como el eléctrico o el financiero. Palacín (1997) constata un incremento importante en el número de fusiones y adquisiciones durante la primera mitad de los años 90 que viene a reafirmar una tendencia iniciada ya durante la segunda mitad de los años 80 y destaca el predominio de las adquisiciones realizadas mediante oferta pública de adquisición frente a la fórmula de la fusión[2]. A pesar de la importancia creciente de estas operaciones en nuestro país, cabe destacar la escasez de investigaciones sobre el impacto que las mismas están teniendo en las empresas implicadas. Los trabajos más relevantes realizados en este campo son los de Fernández y García (1995) y Fernández y Gómez (1999), en los que se cuantifica la valoración ex ante que el mercado realiza de las ofertas públicas de adquisición. Sin

[1] El importe de las fusiones y adquisiciones realizadas durante la década de los 80 en EEUU, se aproximó a los dos billones de dólares. El 30% de las 500 empresas FORTUNE fueron adquiridas o se fusionaron en este período (Jensen, 1996).

[2] El estudio toma en consideración únicamente las fusiones en las que al menos una de las sociedades intervinientes cotiza en Bolsa y las ofertas públicas de adquisición sobre sociedades cotizadas.

embargo, no se ha realizado ningún estudio sobre los efectos ex post de estas operaciones de toma de control. Con el fin, por un lado, de complementar la evidencia derivada de los trabajos que han adoptado el enfoque ex ante y de cubrir, por otro, la laguna existente en la literatura empírica española sobre las consecuencias a medio y largo plazo de las OPAs, en este trabajo adoptamos un enfoque ex post. Así, se analiza, para una muestra formada por 33 empresas no financieras que fueron objeto de OPA con éxito en nuestro país durante el período 1991-1996, la evolución de su *performance* operativo y global durante un período máximo de 7 años centrado en torno a la fecha de la operación.

Los resultados del análisis realizado indican que, con carácter general, y para el período de tiempo considerado, las tomas de control a través de oferta pública de adquisición, no se traducen en una mejora de los resultados de las sociedades adquiridas, produciéndose, por el contrario, una reducción significativa en el *performance* operativo de estas empresas, reducción que se ve mitigada en el caso de empresas adquiridas por otras pertenecientes a su mismo sector.

El trabajo se ha estructurado en seis apartados. En el segundo apartado se exponen los dos enfoques metodológicos alternativos utilizados en la literatura para contrastar la generación de valor a través de las fusiones y adquisiciones de empresas, así como las limitaciones inherentes a los mismos. La construcción de la muestra y la metodología utilizada se presentan en el tercer apartado. En el cuarto apartado se presentan los resultados del análisis de la evolución del *performance* de las empresas adquiridas. En el quinto se analiza la influencia de diversas variables potencialmente relevantes en el *performance* de estas empresas. Finalmente, en el sexto apartado, se exponen las principales conclusiones del trabajo.

2. GENERACION DE VALOR A TRAVES DE LAS FUSIONES Y ADQUISICIONES: ESTUDIOS EX ANTE Y ESTUDIOS EX POST

Para dar respuesta a la cuestión de si las fusiones y adquisiciones de empresas generan valor o no, los trabajos realizados, referidos fundamentalmente a EEUU y Reino Unido, utilizan en unos casos información del mercado de capitales (estudios ex ante) y en otros, información contable (estudios ex post).

Los estudios ex ante o *event studies* se basan en el supuesto de eficiencia informacional de los mercados de valores. En estos trabajos, muy numerosos durante las décadas de los 70 y 80, el impacto de las fusiones y adquisiciones sobre la eficiencia de las empresas implicadas se evalúa a partir del análisis de los cambios experimentados por las cotizaciones de sus acciones durante un breve período en torno a la fecha del anuncio público de la operación. Los resultados obtenidos indican que, en general, las fusiones y adquisiciones generan valor y que son los accionistas de las empresas adquiridas los que obtienen la mayor parte de las ganancias. Con respecto a los accionistas de las empresas adquirentes, existe menor consenso entre los resultados de los estudios realizados, sin que pueda concluirse a partir de su revisión, la existencia de pérdidas o ganancias sistemáticas y significativas para los mismos. Dado, por tanto, que los accionistas de las empresas adquiridas obtienen ganancias significativas y que los de las adquirentes al menos no sufren pérdidas sistemáticas, la evidencia derivada de los estudios de acontecimientos indica que las fusiones y adquisiciones generan valor (véase Jensen y Ruback, 1983 y Jarrell, Brickley y Netter, 1988 en relación al caso estadounidense; Franks y Harris, 1989 sobre las fusiones y adquisiciones en Reino Unido; Eckbo y Langohr, 1989, para el caso francés) [3].

Esta metodología está sujeta, sin embargo, a algunas limitaciones. Así, Healy, Palepu y Ruback (1992) sugieren que los estudios de acontecimientos son insuficientes para determinar si las fusiones y adquisiciones generan ganancias económicas reales. Dado que estos estudios asumen la hipótesis de que los mercados de valores son eficientes, la revalorización de las acciones en torno a la fecha del anun-

[3] Si bien en todos estos estudios se observan ganancias significativas para los accionistas de las empresas adquiridas, los resultados obtenidos para las empresas adquirentes presentan menor coincidencia. Así, los trabajos revisados por Jensen y Ruback (1983) sugieren que, en torno a la fecha del anuncio, los accionistas de las empresas adquirentes obtienen rendimientos extraordinarios próximos a 0 en el caso de las fusiones y pequeñas ganancias en las OPAs. De acuerdo con la revisión realizada por Jarrell, Brickley y Netter (1988), estas pequeñas ganancias observadas para los accionistas de las empresas adquirentes en OPAs, han ido decreciendo con el tiempo hasta hacerse insignificantes durante los años 80. Por su parte, Franks y Harris (1989) también observan mayores ganancias para las empresas adquirentes en OPAs que en fusiones y, además, señalan que las ganancias para las empresas adquirentes en OPAs en UK son superiores a las observadas en USA. Por el contrario, en el caso francés Eckbo y Langohr (1989) observan que durante las fechas próximas al anuncio público de la OPA, los accionistas de las empresas adquirentes obtienen rendimientos extraordinarios no significativos. Tampoco para las empresas adquirentes alemanas, Bühner (1991) observa rendimientos extraordinarios significativos en fechas próximas al anuncio. Sin embargo, este autor concluye que en Alemania las fusiones no generan valor puesto que al ampliar el horizonte temporal del estudio a los dos años posteriores a la operación, observa que los rendimientos extraordinarios acumulados son negativos y significativos.

cio de la fusión o adquisición es interpretada como la capitalización de ganancias futuras que obtendrán los accionistas como consecuencia de la operación. Sin embargo, Scherer (1988) y, en general todos aquellos autores que utilizan una metodología ex post, argumentan que los mercados de capitales no son perfectamente eficientes y que, por tanto, los movimientos observados en las cotizaciones de las acciones en torno a la fecha del anuncio de la toma de control pueden venir motivados por problemas de sobrevaloración e infravaloración de los títulos y no por la anticipación de ganancias económicas futuras. Por otro lado, Ballarín, Canals y Fernández (1994) critican el carácter excesivamente agregado de estos estudios, que no permite diferenciar el impacto de las decisiones analizadas en empresas individuales, y el reducido horizonte temporal que consideran ya que suelen ser estudios centrados en el corto plazo que no analizan la situación varios años después de iniciarse el proceso de fusión o adquisición.

En los estudios ex post, se considera que para determinar si las fusiones y adquisiciones generan valor es conveniente analizar la incidencia de estas operaciones en la evolución de las magnitudes contables de las empresas involucradas. Aunque los trabajos que analizan los efectos ex post de las fusiones y adquisiciones quedaron bajo la sombra de los estudios de acontecimientos durante los años 70 y 80, en la última década se ha vuelto a retomar con más fuerza este enfoque metodológico (véase Ravenscraft y Scherer, 1989, Healy, Palepu y Ruback, 1992 y Switzer, 1996, en relación al caso estadounidense, Dickerson, Gibson y Tsakalotos, 1997, para Reino Unido y Odagiri y Hase, 1989, para Japón). A diferencia de los estudios ex ante, los resultados de los trabajos basados en información contable son mucho menos consistentes entre si, resultando difícil derivar unas conclusiones generales de los mismos. Diversos aspectos que pueden justificar parcialmente este hecho son, entre otros, las limitaciones inherentes a la información contable como base para medir la generación de valor, la dificultad de distinguir entre cambios específicos que afectan a la empresa estudiada y cambios o factores que afectan a todo el sector o mercado, o la posibilidad de que el tiempo que tardan en materializarse los efectos definitivos de una fusión o adquisición difiera sustancialmente de unos casos a otros, resultando, por tanto, poco adecuado analizar un número fijo de años para todas las empresas (Mandelbaum, 1993).

Por tanto, considerando conjuntamente la evidencia derivada de los trabajos que utilizan una y otra metodología, la generación de valor a través de las fusiones y adquisiciones de empresas es, todavía, una cuestión no resuelta.

Con relación al caso español, durante los últimos años han aparecido algunos trabajos que, utilizando la metodología de los estudios de acontecimientos, tratan de determinar si las fusiones y adquisiciones han generado valor (véase García (1994) sobre fusiones y adquisiciones, Fernández y García (1995) y Fernández y Gómez (1999) en relación a las OPAs y Fernández y García (2000) en relación a la compra de volúmenes significativos de acciones). Los resultados de estos trabajos coinciden, en general, con los de los estudios realizados en otros países. Aunque de menor cuantía que los observados en los mercados anglosajones, los accionistas de las empresas adquiridas obtienen rendimientos extraordinarios positivos en torno a la fecha del anuncio, mientras que los de las empresas adquirentes no obtienen ganancias ni pérdidas significativas[4]. La valoración que realiza el mercado de estas operaciones parece ser, por tanto, positiva, fundamentalmente en lo que a las OPAs se refiere. Sin embargo, resulta interesante al objeto de completar la evidencia derivada de los estudios ex ante, evaluar las consecuencias a más largo plazo de las OPAs, aplicando para ello un enfoque ex post.

La mayor parte de los estudios ex post realizados en otros países analizan el impacto de las tomas de control sobre el *performance* conjunto de empresa adquirente y adquirida, dada la dificultad existente para disponer de información individual para las empresas adquiridas tras la toma de control, puesto que muchas de ellas dejan de cotizar en Bolsa. Así, para evaluar el *performance* posterior se utilizan las cuentas anuales consolidadas de la empresa adquirente o, en su caso, las de la nueva empresa resultante de la combinación. Para que esta información resulte comparable con el *performance* previo a la toma de control, éste se calcula como la media ponderada de los resultados individuales de empresa adquirente y adquirida durante los años previos (Healy, Palepu y Ruback, 1992; Cornett y Tehranian, 1992; Clark y Ofek, 1994 y Switzer, 1996, entre otros).

Un inconveniente que surge al utilizar los resultados conjuntos

[4] En el caso de las fusiones, García (1995) señala que durante el período post anuncio, los accionistas de las empresas absorbidas pierden las ganancias extraordinarias obtenidas anteriormente.

para evaluar las consecuencias de las tomas de control es que éstos reflejan en mayor medida el *performance* de la empresa de mayor tamaño, generalmente la empresa adquirente, y muchos de los cambios que experimenta el *performance* de la empresa adquirente pueden tener escasa relación con el éxito o fracaso de la operación objeto de estudio (Clark y Ofek, 1994)[5].

Como una excepción a esta tendencia generalizada, puede destacarse el amplio trabajo de Ravenscraft y Scherer (1987), quienes con el fin de aislar el impacto de las tomas de control sobre el *performance* de las empresas adquiridas, utilizaron la información contable desagregada por ramas de actividad que algunas empresas estadounidenses estuvieron obligadas a presentar durante el período 1974-1977 (Line of Business Data).

En el caso español resulta algo más sencillo analizar el impacto de las tomas de control sobre el *performance* de las empresas adquiridas, ya que en nuestro mercado de control existe un número importante de OPAs parciales que aseguran la continuidad de algunas empresas objeto de OPA como entidades cotizadas independientes, de tal forma que es posible disponer de su correspondiente información económica y financiera con posterioridad a la toma de control.

3. MUESTRA Y METODOLOGÍA

3.1 Construcción de la muestra

La muestra utilizada para realizar el estudio está compuesta por 33 sociedades no financieras que durante el período 1991-1996 fueron objeto de OPA con éxito. Dado que la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), fuente de la que se ha extraído la información correspondiente a las sociedades que componen la muestra, únicamente proporciona datos desde 1990, se ha escogido un período muestral (1991-1996) que permitiese obtener tanto información previa como posterior a la fecha de la operación.

Para seleccionar la muestra, en primer lugar se identificaron, a partir de los informes anuales de la CNMV, las 110 sociedades que durante el período 1991-1996 fueron objeto de toma de control por

[5] En España, esta metodología ha sido utilizada por Apellániz, Serrano y Apellániz (1996) para evaluar el resultado de las fusiones entre cajas de ahorro.

parte de otra sociedad[6]. Puesto que el análisis se centra exclusivamente en empresas no financieras, de las 110 sociedades iniciales se eliminaron 25 pertenecientes al sector financiero. Sin embargo, dentro de estas 85 sociedades no financieras que fueron objeto de OPA de control en el período 1991-1996 existen algunas repeticiones. En concreto, diez sociedades fueron objeto de OPA en más de una ocasión a lo largo del período analizado. En unos casos, este hecho se produce porque dos sociedades compiten por el control de otra sociedad en un mismo período, lanzando sendas OPAs a lo largo del mismo. En otros, la mayoría de ellos, se trata de la misma sociedad adquirente que persigue la toma de control de la sociedad objetivo en fases consecutivas y previamente acordadas, lanzando OPAs en períodos sucesivos. En estos casos se ha considerado como fecha de lanzamiento de la OPA, la de la primera de ellas, entendiendo que a partir de ese momento ya podría constatarse alguna influencia de la empresa adquirente en la sociedad objetivo.

Una vez realizados estos ajustes, quedaban 73 sociedades no financieras diferentes sobre las que se había lanzado alguna OPA en el período 1991-1996. De éstas, se seleccionaron aquéllas para las que estaban disponibles las cuentas anuales correspondientes al menos al período anterior y a los dos posteriores a aquél en que se produjo la operación, aunque el análisis se extiende, cuando existe información, desde el año –3 al año +3[7]. Así, para el año previo (año –1) y los dos posteriores al año en que se realizó la OPA (años +1 y +2), se dispone de información correspondiente a 33 sociedades. La información relativa al año –3 está disponible para 24 sociedades, la relativa al año –2 para 31 sociedades y la correspondiente al tercer año posterior (año +3), para 22. Estas empresas, utilizando la clasificación sectorial de la CNMV, pertenecen a 13 sectores diferentes.

---

[6] El número total de OPAs en el período 1991-1996 fue 142. De éstas, 32 fueron ofertas sobre acciones propias. Dado el carácter específico de estas operaciones y la ausencia de información posterior relativa a las empresas objeto de las mismas, el análisis se centra en las empresas objeto de OPAs de control.

[7] Aunque es posible que en algunos casos, particularmente en aquéllos en los que se acometen reestructuraciones importantes en las empresas adquiridas, se requiera un período de tiempo muy amplio para evaluar el efecto definitivo de la toma de control, hay que considerar también el hecho de que cuanto más se aleja el período de análisis de la fecha de la operación, más probabilidad existe de que los resultados observados vengan afectados por otros hechos o acontecimientos diferentes del que se pretende analizar. Teniendo esto en cuenta, el período de análisis utilizado en trabajos previos y también las limitaciones impuestas por la base de datos utilizada, se ha considerado adecuado seleccionar un período que abarca como máximo los tres años posteriores a la toma de control.

Un resumen del proceso de selección comentado aparece recogido en el Cuadro 1.

CUADRO 1
CONSTRUCCIÓN DE LA MUESTRA

+ Total de OPAs en el período 1991-1996	142
- OPAs sobre acciones propias	32
- OPAs sobre sociedades financieras	25
- OPAs sobre sociedades que ya habían sido objeto de OPA en el mismo período	12
= sociedades no financieras diferentes sobre las que se lanzó algunas OPA de control en el período 1991-1996	73 (100%)
- sociedades para las que no se disponía de las cuentas anuales relativas como mínimo al período (-1, +2)	40 (55%)
= número de sociedades que componen la muestra	33 (45%)

La relativa brevedad del período de análisis considerado, sugiere que el *performance* de las empresas de la muestra puede verse afectado por cambios en el entorno económico o industrial. Para controlar estos efectos, se compara el *performance* de las empresas adquiridas con el de sus respectivos sectores. Para cada una de las empresas de la muestra y en cada año, se ha construido el patrón industrial de comparación utilizando los datos de las empresas que aparecen clasificadas en su mismo sector en la base de Auditorías de la CNMV. Este patrón industrial parece ser adecuado ya que en su construcción se están utilizando empresas que, al igual que las analizadas, son de cierta envergadura en cuanto a tamaño y también cotizan en Bolsa.

3.2 Medida de *performance*

Para evaluar la incidencia de la toma de control en los resultados de las sociedades adquiridas, se han utilizado dos medidas, una referida al *performance* operativo de cada sociedad, a la que denominamos PO, y otra referida a su *performance* global, a la que se denomina PG.

Con la primera de ellas se trata de recoger la influencia de la OPA sobre los resultados derivados de la actividad principal de la

sociedad adquirida. Así, la variable PO se obtiene relativizando el resultado de la explotación de la sociedad por el valor en libros de los activos que en mayor medida contribuyen a la obtención de este resultado, es decir, por el denominado activo de la explotación (inmovilizado inmaterial neto, inmovilizado material neto y activo circulante, excluidas las inversiones financieras temporales).

Sin embargo, y dado que la toma de control puede llevar, fundamentalmente durante los primeros años, a reestructuraciones dentro de la sociedad adquirida o a operaciones de carácter extraordinario que no tengan reflejo en el resultado de la explotación, resulta necesario evaluar la incidencia de la OPA no sólo sobre su *performance* operativo, sino también sobre una medida relativa a su *performance* global. Para ello se ha utilizado la variable PG, calculada como el beneficio antes de intereses e impuestos de la sociedad sobre su activo total neto[8].

El análisis del cambio en el *performance* de las empresas objeto de tomas de control se realiza comparando el valor mediano que cada uno de los ratios utilizados presenta en los períodos previos a la toma de control con el que se obtiene para los períodos posteriores. Sin embargo, las diferencias observadas entre el *performance* post y pre OPA pueden ser debidas a factores económicos o industriales que nada tienen que ver con la toma de control, o bien, como sugieren Healy, Palepu y Ruback (1992) responder, simplemente, a una continuidad en la tendencia seguida por el *performance* de la empresa.

Para evitar el primero de los problemas planteados, los valores de los ratios PO y PG obtenidos para cada empresa se normalizan restándoles el valor de su respectiva mediana en el período y sector correspondiente. Dado que el número de empresas incluido en cada sector es diferente y con el fin también de evitar la influencia de los

---

[9] En algunos estudios, como el de Healy, Palepu y Ruback (1992) y el de Switzer (1996), la medida de *performance* utilizada es el *cash flow* de operaciones relativizado por el valor de mercado del activo, calculado éste como el valor en libros de la deuda más el número de acciones multiplicado por su cotización. Esta medida presenta, a nuestro juicio, dos inconvenientes. El primero de ellos, se refiere a la falta de ajuste entre el numerador y el denominador del ratio utilizado, puesto que mientras el denominador del ratio hace referencia a toda la empresa en su conjunto, el numerador se refiere, única y exclusivamente, a la actividad principal de la sociedad. El segundo aspecto que, aunque los trabajos anteriores tratan de corregir, puede afectar a los resultados obtenidos, deriva de la sensibilidad del valor de mercado del activo a los cambios en las expectativas de los inversores sobre el *performance* de la empresa. Así, si por ejemplo el *cash flow* de una empresa se reduce en un 10% y el mercado percibe este descenso como permanente, reduciéndose el valor de mercado en un 10%, el ratio *cash flow* de la explotación sobre valor de mercado del activo no se modificará (Clark y Ofek, 1994).

outliers, se utiliza la mediana sectorial en lugar de la media. Así, el *performance* operativo ajustado por el sector (IAPO) para una empresa y período determinado se obtiene como:

$$IAPO_{it} = PO_{it} - POS_{it} \quad (1)$$

siendo,

PO_{it} el valor del ratio resultado de la explotación sobre activo de la explotación para la empresa i en el año t

POS_{it} el valor mediano del ratio resultado de la explotación sobre activo de la explotación obtenido entre las empresas pertenecientes al mismo sector que la empresa i, en el año t.

De forma análoga, el *performance* global ajustado por el sector (IAPG) para una empresa y período determinado, se obtiene como:

$$IAPG_{it} = PG_{it} - PGS_{it} \quad (2)$$

siendo,

PG_{it} el valor del ratio resultado antes de intereses e impuestos sobre activo para la empresa i en el año t

PGS_{it} el valor mediano del ratio resultado antes de intereses e impuestos sobre activo obtenido entre las empresas pertenecientes al mismo sector que la empresa i, en el año t.

Una vez solucionada esta primera cuestión, para resolver la segunda, la variación extraordinaria producida en el *performance* ajustado por el sector se obtiene a partir del término constante de una regresión en la que se utiliza como variable dependiente el *performance* post OPA ajustado por el sector y como variable independiente el *performance* pre OPA ajustado por el sector. Las ecuaciones estimadas son de la siguiente forma:

$$IAPOpos_i = \alpha + \beta\ IAPOpre_i + \varepsilon \quad (3)$$
$$IAPGpos_i = \alpha + \beta\ IAPGpre_i + \varepsilon \quad (4)$$

siendo

$IAPOpos_i$ ($IAPGpos_i$) la mediana del ratio IAPO (IAPG) correspondiente a la empresa i para el conjunto de años disponible durante el período posterior a la OPA

$IAPOpre_i$ ($IAPGpre_i$) la mediana del ratio IAPO (IAPG) corres-

pondiente a la empresa i para el conjunto de años disponible durante el período previo a la OPA

α, el término constante que captura el impacto de la OPA en la medida de *performance*

β, el término que recoge la posible existencia de una tendencia entre el *performance* previo y posterior a la OPA

4. RESULTADOS

4.1 Variación en el *performance* de las empresas de la muestra

En el Cuadro 2 aparecen reflejadas las medianas obtenidas para el *performance* operativo y global, ajustado por el sector, durante los tres años previos al de la operación (panel A) y los tres años posteriores (panel B). La última fila de cada panel recoge la mediana total del período previo a la OPA, en el caso del panel A, y del período posterior a la OPA, en el caso del panel B. Para calcular la mediana total del período previo a la OPA, en primer lugar se calcula, para cada una de las empresas, la mediana de su ratio IAPO (o IAPG, en el caso de *performance* global), en el conjunto de años del periodo previo para los que se dispone de información. La mediana total es la mediana de los valores individuales así obtenidos. Utilizando la información correspondiente al conjunto de años disponible para cada empresa en el período posterior y siguiendo el mismo procedimiento descrito, se calcula la mediana total del *performance* en el período posterior a la OPA. La variación en el *performance* de cada empresa se calcula como la diferencia entre las medianas de los períodos posterior y previo a la OPA. La mediana de estas diferencias aparece reflejada en el panel C del Cuadro 2[9]. La significatividad estadística de los resultados obtenidos se determina utilizando un contraste no paramétrico, el test de signos[10].

---

[9] En el apéndice se presenta la estadística descriptiva correspondiente a las medidas de performance para cada uno de los períodos analizados.

[10] Aunque la prueba del rango con signo de Wilcoxon tiene más posibilidades que la prueba de los signos de detectar, si existe, una desviación respecto a la hipótesis nula, la prueba de signos es más robusta con respecto a la posible existencia de observaciones aberrantes (Lebart, Morineau y Fénelon, 1985).

CUADRO 2
PERFORMANCE AJUSTADO POR EL SECTOR EN LOS PERÍODOS PREVIO Y POSTERIOR A LA OPA

	IAPO		IAPG		
Año relativo a la OPA	Mediana	% Positivos	Mediana	% Positivos	N
A: *Performance* pre-OPA					
-3	-2,75%	33%	-0,43%	42%	24
-2	0,00%	48%	0,74%	55%	31
-1	3,10%	64%	0,00%	48%	33
Mediana anual del período previo	0,89%	55%	0,14%	52%	33
B: *Performance* post-OPA					
+1	0,00%	48%	0,00%	39%	33
+2	-1,19%	39%	0,76%	36%	33
+3	-0,19%	41%	0,00%	45%	22
Mediana anual del período posterior	-1,55%	36%	-0,49%	36%	33
C: Diferencia entre el *performance* posterior y previo a la OPA					
Variación mediana	-3,19%***	24%	-1,37%*	30%	33
D: Análisis de regresión entre el *performance* posterior y previo a la toma de control					
$IAPOpos_i$ = -4,20% + 0,59 $IAPOpre_i$ (-2,3)** (2,8)***	R^2 corregido = 17,9%		F = 7,96***		
$IAPGpos_i$ = -1,58% + 0,41 $IAPGpre_i$ (-1,4) (2,4)**	R^2 corregido = 12,8%		F = 5,7**		

*Significación <0,1; **Significación <0,05; ***Significación <0,01

Como se observa, durante el período previo a la OPA, y a excepción del año –3 en el que el *performance* ajustado de las empresas de la muestra resulta ser negativo, las empresas objetivo parecen obtener buenos resultados en relación a sus respectivos sectores. Considerando conjuntamente los años previos a la operación, el *performance* operativo de las empresas de la muestra es superior en un 0,89% al de sus sectores respectivos, mientras que el diferencial en el caso del *performance* global es algo inferior aunque también posi-

tivo, un 0,14%. A pesar de ello, no se puede afirmar que el *performance* de las empresas de la muestra sea superior al de su sector en el período previo a la OPA, puesto que las diferencias observadas no son significativamente distintas de 0. El porcentaje de empresas que obtienen un *performance* superior al de su sector en cada uno de los períodos analizados y en el conjunto del período previo no es significativamente diferente del que cabría esperar aleatoriamente (un 50%).

Considerando conjuntamente la información relativa a los años posteriores a la OPA disponibles para cada una de las empresas, el *performance* operativo y el *performance* global de las empresas objetivo es inferior en 1,55 y 0,49 puntos porcentuales, respectivamente, al de sus sectores, diferencias que tampoco resultan significativamente distintas de 0.

En el panel C del Cuadro 2 se pone de manifiesto, sin embargo, que las medianas de las variaciones experimentadas entre los períodos posterior y previo a la OPA por las medidas de *performance* ajustadas por el sector en las empresas de la muestra, resultan significativamente inferiores a 0 a un nivel de confianza del 99%, en el caso del *performance* operativo, y del 90% en el caso del *performance* global. Es decir, el *performance* ajustado por el sector de las empresas de la muestra en el período posterior a la OPA, es significativamente inferior al observado en el período previo.

En cuanto a los motivos que pueden haber impulsado estas operaciones, cabe indicar que a pesar de que existe abundante literatura en la que se señala que las OPAs pueden desempeñar un papel muy relevante como mecanismo de control de la labor desempeñada por el equipo gestor[11], a la luz de los resultados obtenidos, no parece que los motivos disciplinarios hayan impulsado de forma mayoritaria las OPAs en España. En un contexto en el que las OPAs se realizasen para disciplinar a directivos ineficientes, cabría esperar que los resultados corporativos de las sociedades adquiridas fuesen inferiores a los del sector durante los períodos previos a la toma de control. Los resultados obtenidos en esta investigación no ponen de manifiesto, sin embargo, que esta circunstancia se haya dado con carácter general en el mercado de control corporativo español[12].

---

[11] Véase Marris (1963), Manne (1965), Easterbrook y Fischel (1981) o Jensen (1995).

[12] También Crespí y Gispert (1999), aunque sin referencia exclusiva a las OPAs, observan que, en general, las transferencias de paquetes significativos de acciones no desempeñan un papel disciplinario en los mercados de capitales españoles.

4.2 Análisis de regresión

Para contrastar de forma más precisa el impacto de la OPA en el *performance* de las empresas objetivo, se estiman las regresiones propuestas en las ecuaciones (3) y (4).

De esta forma, es posible comprobar si la variación observada en el *performance* de estas empresas tras su toma de control es, simplemente, el resultado de una alta correlación entre su *performance* previo y posterior. En este caso, dicha variación no vendría motivada por la toma de control sino que únicamente reflejaría la continuidad de una tendencia en el *performance* de las empresas.

Para ello, se pone en relación el valor de la mediana de los ratios IAPO e IAPG en el período posterior a la toma de control con su valor en el período previo. La pendiente de la regresión recoge la correlación existente entre el *performance* previo y posterior. La constante es, por tanto, independiente del *performance* previo, y un valor de ésta significativamente distinto de 0 indicaría que la toma de control tiene influencia en el *performance* de la empresa (Healy, Palepu y Ruback, 1992; Switzer, 1996; Nohel y Tarhan, 1998).

Como se observa en el Cuadro 2, tanto en el caso del *performance* operativo como en el del *performance* global, existe una fuerte correlación entre el *performance* previo y posterior a la toma de control. En ambas regresiones, el valor estimado para el coeficiente β es positivo y menor que 1, lo que indica, por un lado, y puesto que β es positivo, que las empresas mejor situadas dentro de la muestra durante el período previo a la toma de control tienden a mantener su ventaja en el período posterior a la misma, y por otro, y puesto que el coeficiente β es menor que 1, que existe un cierto proceso de convergencia en el *performance* de las empresas de la muestra.

Por su parte, la estimación del coeficiente α, señala que si bien la toma de control no tiene una incidencia significativa sobre el *performance* global de las empresas, sí parece tenerla en sus resultados operativos ya que en este caso el valor estimado del coeficiente α es negativo y significativamente diferente de 0. Aunque es difícil saber cuáles pueden ser las causas que motivan este empeoramiento sin un análisis detallado de cada una de las empresas que componen la muestra, quizás la existencia de problemas iniciales de adaptación y coordinación entre empresa adquirente y adquirida, así como la

puesta en marcha de algún tipo de reestructuración en la empresa adquirida, puedan justificar estos resultados. Por otro lado, dichas reestructuraciones pueden tener reflejo en los resultados extraordinarios de la sociedad, de tal forma que compensen los peores resultados operativos y, por tanto, se traduzcan en un impacto no significativo de la OPA sobre el *performance* global de la sociedad. Aunque se trata únicamente de hipótesis avanzadas como posible explicación a los resultados obtenidos, las diferencias observadas entre los análisis realizados con el *performance* operativo y el *performance* global, ponen de manifiesto una cuestión de gran relevancia: la necesidad de investigar a fondo qué tipo de operaciones de carácter extraordinario se realizan en las empresas adquiridas tras la toma de control, con qué motivos se realizan y a qué tipo de activos o pasivos afectan. Algunos trabajos que han analizado las reestructuraciones que siguen a las fusiones y adquisiciones de empresas son los de Bhagat, Shleifer y Vishny (1990) y los de Healy, Palepu y Ruback (1992). Estos estudios son de carácter agregado por lo que su aportación al conocimiento de las fuentes de las ganancias o pérdidas en las fusiones y adquisiciones de empresas es limitada. Sin embargo, los estudios clínicos o estudios de caso, pueden arrojar mayor luz al respecto (véase Baker y Wruck, 1989 y Kaplan, 1989).

No obstante, y a pesar de las diferencias comentadas, la utilización de ambas medidas de *performance*, nos lleva a la conclusión de que las tomas de control no se traducen, en media, en unos resultados más favorables para las empresas adquiridas, tal y como cabría esperar, a priori, dados los rendimientos anormales positivos y significativos que en la cotización de las empresas adquiridas detectan los estudios de acontecimientos. La falta de concordancia entre los resultados obtenidos en este trabajo y los hallados por Fernández y Gómez (1999) y Fernández y García (1995) aplicando la metodología de los estudios de eventos puede resultar, cuando menos sorprendente. Sin embargo, Caves (1989) pone de manifiesto que en la literatura existente se han observado de forma recurrente numerosas contradicciones entre los resultados obtenidos en estudios ex ante y estudios ex post. Aunque todavía no se ha encontrado una explicación clara para este desacuerdo, cabe señalar que cuando el horizonte temporal considerado en los *event studies* se ha ampliado a varios años después de la toma de control, los resultados obtenidos en un buen número de trabajos (Dodd y Ruback, 1977; Agrawal, Jaffe y

Mandelker, 1992, Gregory, 1997, entre otros) indican que las revalorizaciones obtenidas en torno a la fecha del anuncio se desvanecen con posterioridad. Chatterjee y Meeks (1996) avanzan dos hipótesis que, a la luz de estos resultados, podrían justificar la discrepancia entre los resultados de los estudios de eventos y los de los estudios ex post. En primer lugar, si la eficiencia del mercado de capitales es semifuerte, éste descuenta la información pública disponible en el momento del anuncio, pero tras la operación puede aparecer información adicional y desconocida en el momento del anuncio, que dé lugar a una revisión a la baja de los precios. Una segunda hipótesis, ya avanzada por Jensen y Ruback (1983), indica que los cambios observados en las cotizaciones en las fechas próximas al anuncio pueden sobreestimar las ganancias futuras esperadas. Esta sobreestimación de las ganancias futuras podría venir, a su vez, explicada por la hipótesis de hubris (Roll, 1986), según la cual el optimismo de los inversores lleva a éstos a pagar demasiado. Un exceso de confianza en sí mismos, llevaría a los directivos de las empresas adquirentes a sobreestimar las ganancias vinculadas a la operación y a pagar en exceso.

5. DETERMINANTES DEL PERFORMANCE

Los resultados obtenidos indican que tras la oferta pública de adquisición no se detecta ninguna mejora en el *performance* global de las empresas adquiridas y que, incluso, parece producirse, en media, un empeoramiento significativo de su *performance* operativo.

Aunque esto ocurre en un elevado porcentaje de casos, aproximadamente un tercio y un cuarto de las empresas de la muestra, experimenta una mejora en su *performance* global y operativo, respectivamente, durante el período posterior a la toma de control. La cuestión que se plantea en el presente epígrafe es, por tanto, la siguiente: ¿qué factores pueden explicar estas diferencias entre unas empresas y otras?, ¿por qué unas mejoran y otras empeoran?

Como ya se ha puesto de manifiesto previamente, la respuesta a estas cuestiones sólo podría obtenerse a partir de un minucioso examen de las empresas adquiridas o del desarrollo de modelos estructurales que expliquen la variación en el *performance* de las empresas objeto de tomas de control. En este apartado se presenta, únicamente, el análisis empírico de la influencia de algunas variables que pueden

resultar potencialmente relevantes. En concreto, se han considerado el tamaño de la empresa adquirida, la coincidencia o no entre los sectores en que desarrollan su actividad empresa adquirente y adquirida y el hecho de que con posterioridad a la toma de control se produzcan o no reestructuraciones en la empresa adquirida (sustitución del equipo gestor y reducción de plantilla).

• Tamaño

En primer lugar, se considera el tamaño de la empresa adquirida. Las dificultades con las que pueden encontrarse los nuevos propietarios de la empresa, particularmente, si su intención es acometer reestructuraciones importantes en la misma, aumentarán con el tamaño de la empresa adquirida (Clark y Ofek, 1994). Otra razón para incluir el tamaño como variable explicativa puede encontrarse en la literatura sobre organización industrial, en la que, habitualmente, se considera el tamaño de la empresa como un factor determinante de su *performance* (Neumann, Bobel y Haid, 1983; Bothwell, Cooley y Hall, 1984; Cable, 1985). La variable TÑO se mide como el logaritmo neperiano del activo total neto de la empresa en el período previo a la oferta pública de adquisición.

• Coincidencia de sectores

En muchos casos, las adquisiciones de empresas se justifican por la existencia de sinergias entre empresa adquirente y adquirida que permiten situar el valor conjunto de ambas empresas por encima de la suma de sus valores por separado. La consecución de sinergias operativas, a través de economías de escala, alcance o poder de mercado, requiere un mayor solapamiento entre las actividades, productos o mercados de las empresas que se unen, por lo que pueden alcanzarse más fácilmente en adquisiciones relacionadas (Salter y Weinhold, 1979; Porter, 1980; Lubatkin, 1983 y Singh y Montgomery, 1987, entre otros). Por otro lado, las fusiones o adquisiciones en las que la empresa adquirente pertenece a la misma industria que la empresa objetivo tienen más probabilidad de conducir a una reducción de las ineficiencias de los directivos de la empresa objetivo. La mayor experiencia del equipo gestor de la empresa adquirente en los negocios de la empresa adquirida permite reconocer y corregir más fácilmente dichas ineficiencias (Pitts, 1976; Walsh, 1988; Cannella y Hambrick, 1993). Todo ello, lleva a considerar la pertenencia de las empresas adquirente y adquirida al mismo sector como una variable que puede influir significativamente en el *performance* obtenido por

las empresas adquiridas durante el período posterior a la oferta pública de adquisición. La variable IND toma el valor 1 para aquellas empresas de la muestra que han sido adquiridas por empresas clasificadas en su mismo sector por la Comisión Nacional del Mercado de Valores, y el valor 0 en caso contrario. La clasificación sectorial de empresas adquirentes extranjeras o que no cotizaban en Bolsa se ha realizado a partir de los directorios de empresas Duns, Duns Europa y, en su defecto (tres casos), mediante el rastreo, a partir de la base de datos Baratz, de noticias en prensa relacionadas con la empresa en cuestión.

• Reemplazo del equipo gestor y reducción de plantilla

Cuando los nuevos propietarios tienen como objetivo reestructurar la empresa adquirida, suelen ser medidas habituales el reemplazo del equipo gestor (Walsh, 1988, 1989; Walsh y Ellwood, 1991; Martin y McConnell, 1991; Cannella y Hambrick, 1993; Gómez, 1998) y la reducción del número de empleados (Lichtenberg y Siegel, 1990; Bhagat,Shelifer y Vishny, 1990), entre otras. Si bien, el reemplazo del equipo gestor aparece asociado generalmente a tomas de control disciplinarias, la reducción de plantilla puede producirse por motivos diversos. La reducción en el número de empleados de la empresa adquirida puede tener como origen la intención de eliminar costes redundantes surgidos como consecuencia del logro de economías de escala o alcance, la reestructuración de empresas mal gestionadas o la necesidad de reducir el exceso de capacidad en empresas adquiridas situadas en industrias en declive (O'shaughnessy y Flanagan, 1998).

La variable CD toma el valor 1 para aquellas empresas adquiridas en las que el presidente del Consejo de Administración o el director general han sido reemplazados en el plazo de un año desde la fecha en que se produjo la operación y 0 para el resto de empresas. Los cambios producidos han sido identificados a partir de la información suministrada por los directorios Duns, Dicodi, las memorias anuales de las empresas y la base de datos Baratz. En 17 de las 33 empresas de la muestra, el presidente del Consejo, el director general o ambos son reemplazados durante el año siguiente a la toma de control. Sin embargo, de acuerdo con las noticias aparecidas en prensa, en cinco casos, el cambio no parece atribuible directamente a la nueva estructura de propiedad, alegándose otros motivos como la jubilación de la persona que ocupaba el cargo o su dimisión por causas no relacionadas con la toma de control, por lo que a estas empresas se les ha

asignado un valor 0 en la variable CD.

El número de empleados de cada una de las empresas de la muestra se ha obtenido a partir de sus memorias anuales. Con datos relativos a 29 de las empresas de la muestra (no se han tenido en cuenta cuatro empresas en las que los datos sobre plantilla que aparecen en sus memorias no resultan comparables) y evaluando la variación en el número medio de empleados desde el año previo a la toma de control hasta el tercer año posterior como máximo (para 11 empresas la información se refiere al año +2), la plantilla media se ha reducido en 22 sociedades. La variación media en el número de empleados, considerando las 29 sociedades, ha sido del –13,72%[13]. Clasificando el personal de cada empresa en directivos y personal de estructura, por un lado, y personal operativo, por otro, la variación media del primer grupo ha sido –8,76% y la del segundo, -13,05%.

A partir de la información sobre el número de empleados, se ha construido la variable DE, que toma el valor 1 para aquellas empresas de la muestra en las que la variación media en el número de empleados durante el período posterior a la toma de control es negativa e inferior a la variación media producida durante los años previos. De esta forma, la variable DE, calculada para 29 empresas de la muestra, toma el valor 1 para 17 de ellas y 0 para el resto.

CUADRO 3
MATRIZ DE CORRELACIONES*

	IAPOpr	IAPGpr	TÑO	IND	DE	CD
IAPOpr	1,000	0,669**	-0,197	-0,082	0,154	-0,127
	(0,000)	(0,000)	(0,272)	(0,65)	(0,426)	(0,48)
IAPGpr		1,000	-0,078	-0,099	0,187	0,123
		(0,000)	(0,666)	(0,583)	(0,331)	(0,496)
TÑO			1,000	0,354**	-0,040	-0,223
			(0,000)	(0,043)	(0,838)	(0,212)
IND				1,000	-0,110	-0,050
				(0,000)	(0,571)	(0,783)
DE					1,000	0,368**
					(0,000)	(0,049)
CD						1,000
						(0,000)

* Coeficiente de correlación de Pearson. Nivel de significación bilateral entre paréntesis.

** Correlación estadísticamente significativa al nivel del 5% (bilateral).

[13] Es preciso señalar que la reducción de plantilla no siempre tiene porqué traducirse en despidos ya que puede producirse como consecuencia del traspaso de los empleados a otras empresas.

La matriz de correlaciones entre las variables explicativas utilizadas aparece recogida en el Cuadro 3. Como se observa, las dos medidas de *performance* utilizadas están altamente correlacionadas entre sí, si bien ninguna de ellas mantiene una correlación significativa con las restantes variables explicativas. El tamaño de la empresa objetivo guarda una correlación positiva y estadísticamente significativa con la variable IND, lo que sugiere que las transacciones de mayor tamaño se efectúan entre empresas del mismo sector. Por otro lado, el reemplazo del equipo gestor suele venir acompañado de reducciones en la plantilla de la empresa, como indica la elevada correlación entre las variables CD y DE.

En el Cuadro 4 se presentan los resultados de los análisis de regresión en los que, controlando siempre por el *performance* previo de las empresas adquiridas, se analiza la influencia que en su *performance* posterior, operativo en el panel A y global en el panel B, tienen los factores considerados potencialmente relevantes. Es decir, se han vuelto a estimar las regresiones propuestas en las expresiones (3) y (4), incorporando adicionalmente como variables explicativas las representativas de los factores comentados en este epígrafe. Dado el reducido tamaño de la muestra, la influencia de las variables explicativas se analiza en regresiones separadas (modelos 1 a 4), si bien se incluyen también los resultados de una última regresión en los que aparecen todas las variables explicativas consideradas (modelo 5).

CUADRO 4
DETERMINANTES DEL *PERFORMANCE*

	Panel A: Variable dependiente: $IAPOpos_i$					Panel B: Variable dependiente: $IAPGpos_i$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Constante	-14,5%	-8,6%***	-2,9%	-3,1%	-6,33%	-6,7%	-4,1%**	-1,5%	-1,3%	-1,5%
	(-1,08)	(-2,69)	(-1,28)	(-1,04)	(-0,40)	(-0,81)	(-2,07)	(-1,06)	(-0,75)	(-0,18)
$IAPOpre_i$	0,63***	0,62***	0,57***	0,66***	0,64**					
	(2,90)	(3,03)	(2,68)	(2,77)	(2,54)					
$IAPGpre_i$						0,42**	0,44**	0,41**	0,62***	0,68***
						(2,41)	(2,58)	(2,35)	(3,26)	(3,78)
TÑO	0,009				-0,002	0,005				-0,004
	(0,77)				(-0,11)	(0,62)				(-0,49)
IND		6,18%*			6,78%		3,6%			5,4%
		(1,67)			(1,54)		(1,53)			(1,6)
CD			-3,2%		-0,16%			-0,24%		2,69%
			(-0,87)		(-0,03)			(-0,1)		(1,12)
DE				-3,5%	-2,71%				-1,19%	-1,82%
				(-0,89)	(-0,62)				(-0,52)	(-0,77)
F	4,22	5,59	4,32	3,97	2,06	2,99	4,15	2,77	5,33	3,607
(p-valor)	(0,02)	(0,01)	(0,02)	(0,03)	(0,10)	(0,06)	(0,03)	(0,08)	(0,01)	(0,01)
N	33	33	33	29	29	33	33	33	29	29
R^2 corregido	16,8%	22,3%	17,2%	17,5%	15,9%	11,1%	16,5%	10%	23,6%	31,8%

* Análisis de regresión para estimar la influencia del tamaño de la empresa adquirida, la relación entre los negocios de la empresa adquirente y adquirida, el reemplazo del equipo gestor y la reducción de plantilla en el performance posterior ajustado por la industria de las empresas adquiridas. (El valor del estadístico t de Student aparece entre paréntesis).
* Significación < 0,1; **Significación < 0,05; ***Significación < 0,01

Atendiendo a los resultados del Cuadro 4, se observa que el efecto positivo y estadísticamente significativo del *performance* previo sobre el *performance* posterior se mantiene en todas las regresiones realizadas.

Con respecto a las variables de control, la única que presenta un efecto estadísticamente significativo, aunque sólo de forma marginal, sobre los resultados operativos de las empresas adquiridas es la variable IND. Controlando por el *performance* previo, las empresas adquiridas por otras pertenecientes a su mismo sector, muestran un *performance* posterior superior al de las demás empresas adquiridas[14]. El efecto positivo de esta variable ha sido observado en trabajos previos como los de Healy, Palepu y Ruback (1992) y Ravenscraft y Scherer (1987).

Al utilizar como variable dependiente el *performance* global de la empresa adquirida, aunque también la variable IND mantiene un signo positivo y un estadístico t de *Student* más elevado que los correspondientes a los coeficientes de las restantes variables de control, su influencia ya no resulta estadísticamente significativa. Parece razonable pensar, sin embargo, que la mayor probabilidad de alcanzar sinergias o poder de mercado asociada al hecho de que la empresa adquirente pertenezca al mismo sector que la adquirida, debería reflejarse en mayor medida sobre el *performance* operativo, ligado a la actividad principal de la sociedad, que sobre el *performance* global, tal y como indican los resultados obtenidos.

El resto de las variables de control no manifiesta un efecto estadísticamente significativo en ninguna de las regresiones[15].

La falta de significatividad del tamaño de la empresa adquirida es coincidente con el resultado obtenido por Healy, Palepu y Ruback (1992). Por el contrario, Switzer (1996) observa que el *performance*

---

[14] Esta variable se ha mostrado, de forma recurrente, estadísticamente significativa o muy próxima a la significatividad en numerosas pruebas realizadas con diversas medidas de rentabilidad. Estos resultados tampoco son coincidentes con los obtenidos en los estudios de acontecimientos realizados en España. Fernández y Gómez (1999) observan que el carácter relacionado o no de la oferta no influye en los efectos de riqueza asociados a las OPAs. Fernández y García (2000) observan, en relación a la compra de paquetes significativos de acciones, que la inversión en actividades relacionadas viene asociada a mayores ganancias para las empresas adquirentes, aunque no ocurre lo mismo para las empresas adquiridas.

[15] Se han realizado diversas pruebas, incluyendo otras variables de control como la nacionalidad del oferente (español o extranjero), la participación previa de la empresa adquirente en el capital de la empresa adquirida o la participación finalmente alcanzada. La influencia de estas variables tampoco resulta estadísticamente significativa.

post fusión se ve influido positivamente por el importe de la oferta realizada, variable que puede considerarse proxy del tamaño de la empresa adquirida.

Con respecto a la variable DE, los resultados obtenidos sugieren que la reducción en el número de empleados no da lugar a una mejora de la eficiencia operativa de las empresas adquiridas a través de una posible reducción en los costes laborales o de un mix capital-trabajo más eficiente. Podría interpretarse que dichas reducciones en la plantilla responden a una redistribución de riqueza desde los empleados a los accionistas, de tal forma que permiten financiar parte de la prima pagada a los accionistas de las empresas adquiridas. No obstante, diversos trabajos como los de Pontiff, Shleifer y Weisbach (1990), Rossett (1990) y Bhagat, Shleifer y Vishny (1990) indican que los recortes en costes de personal contribuyen de forma muy marginal a explicar las primas pagadas.

La sustitución del presidente o director general tampoco ejerce una influencia significativa sobre el *performance* post OPA. A pesar de que desde un punto de vista teórico se han dado argumentos que en unos casos sugieren que el reemplazo del equipo gestor es un factor clave y necesario para la evolución favorable del *performance* de las empresas adquiridas (Manne, 1965; Jensen y Meckling, 1976; Fama y Jensen, 1983) y en otros, que el equipo directivo es un activo fundamental a retener para el éxito de la adquisición (Pitts, 1976; Jemison, y Sitkin, 1986), existen pocos trabajos que hayan analizado empíricamente esta cuestión. La evidencia sugiere que, en general y al margen de las tomas de control, la sustitución del equipo directivo tiene efectos no significativos en el *performance* subsiguiente de la empresa (Virany, Tushman y Romanelli, 1992, ofrecen una revisión de los trabajos realizados). Con relación al efecto que la sustitución del equipo gestor tiene en el *performance* de las empresas adquiridas, Cannella y Hambrick (1993) observan un impacto negativo. En todo caso, parece que la influencia de esta variable y de todas las consideradas en el estudio depende en gran medida de los motivos subyacentes a la toma de control. Dada la gran variedad de razones que pueden impulsar las tomas de control, es difícil que estudios agregados como el que hemos realizado puedan explicar con claridad las variables o factores que influyen en los resultados alcanzados en estas operaciones.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado la incidencia que sobre el *performance* de las empresas adquiridas tiene la modificación de su estructura de propiedad como consecuencia de la OPA. Si bien existen estudios que demuestran que se produce una revalorización significativa de las acciones de las sociedades adquiridas en torno al anuncio público de la operación (Fernández y García, 1995; Fernández y Gómez, 1999) es conveniente analizar la evolución posterior de estas sociedades para comprobar si los rendimientos extraordinarios observados constituyen la anticipación de ganancias económicas reales.

Para realizar el análisis se ha utilizado una muestra formada por 33 empresas objeto de OPA en el período 1991-1996. Utilizando dos medidas de *performance*, una referida a la empresa en su conjunto y otra relativa a su actividad de la explotación y un período máximo de siete años centrado en torno a la fecha de la OPA, el análisis pone de relieve diversas cuestiones. En primer lugar, se observa que el *performance* de las empresas objetivo no difiere significativamente del del sector al que pertenecen ni durante el período previo ni durante el período posterior a la toma de control. En segundo lugar, cabe destacar que para el 70% y 76% de las empresas de la muestra se observa un empeoramiento en su *performance*, global y operativo, respectivamente, ajustado por el sector. En tercer lugar, el análisis de regresión pone de manifiesto que, al controlar por la correlación existente entre el *performanc*e previo y posterior, la OPA no se traduce, en media, en una mejora del *performance* global de las empresas adquiridas, produciéndose, incluso, un empeoramiento significativo en su *performance* operativo.

Tras este primer análisis se ha considerado adecuado tratar de identificar qué factores pueden contribuir a explicar las diferencias observadas entre las empresas de la muestra en cuanto a la evolución de sus resultados. De las diferentes variables consideradas potencialmente influyentes -tamaño de la empresa adquirida, pertenencia de empresa adquirente y adquirida al mismo sector, reemplazo del presidente del Consejo de Administración o director general de la sociedad adquirida y reducciones significativas de su plantilla- únicamente la coincidencia entre el sector en el que desarrollan su actividad empresa adquirente y adquirida parece tener una influencia positiva y significativa sobre el *performance* posterior de la empresa adquirida,

de tal forma que la evolución posterior del *performance* operativo de estas empresas resulta más favorable cuando la empresa adquirente pertenece al mismo sector.

Aunque es necesario tomar estos resultados con cautela dado que el tamaño de la muestra es reducido, el análisis realizado indica que las revalorizaciones experimentadas por la cotización de las acciones de las empresas adquiridas en torno a la fecha del anuncio de la OPA, no se ven materializadas, con carácter general, en una mejora posterior de sus resultados, ni operativos, ni globales, al menos en un período de 2 o 3 años. Aunque cabe la posibilidad de que se produzcan mejoras a más largo plazo e, incluso, de que éstas pudiesen materializarse en otras partidas de la cuentas de resultados distintas a las aquí consideradas, como los resultados financieros o los impuestos, el análisis realizado sugiere la necesidad de ir más allá del estudio de la evolución de las cotizaciones en torno a la fecha del anuncio de la operación, para poder valorar de forma adecuada la eficiencia de las tomas de control.

Por otro lado, y en cuanto a los motivos que impulsan estas operaciones, cabe decir que si bien ésta es una cuestión que requeriría de un contraste más directo, las OPAs en España no parecen haber tenido, en general, un carácter disciplinario, ya que las empresas adquiridas no presentan en los períodos previos a la toma de control un *performance* significativamente inferior al de su sector. Estos resultados son contrarios a los que, de acuerdo con la Teoría de Agencia, cabría esperar. Sin embargo, el concepto de mercado de control societario predominante en la literatura, y desarrollado a partir de la Teoría de Agencia, corresponde al de un modelo de gobierno empresarial de mercado, pero la estructura y función del mercado de control en un modelo organizativo como el predominante en nuestro país puede ser muy diferente. En este sentido, Pérez-Soba (2.000) señala que la mayoría de las OPAs realizadas en España entre 1.989 y 1.996 han tenido carácter defensivo, buscando en muchos casos un incremento del control ya poseído. En nuestra opinión, este contexto contribuye también a justificar los resultados obtenidos en el presente trabajo.

APÉNDICE

CUADRO A.1: ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LA VARIABLE PO[a]

Año relativo a la OPA	Mediana	Media	Desviación típica	N
A: *Performance* pre-OPA				
-3	5,45%	11,14%	17,22%	24
-2	7,30%	10,33%	10,35%	31
-1	7,78%	10,73%	11,08%	33
Performance anual en el período previo	7,53%	11,39%	11,79%	33
B: *Performance* post-OPA				
+1	5,22%	5,66%	9,16%	33
+2	6,38%	4,81%	17,90%	33
+3	8,43%	6,87%	14,42%	22
Performance anual en el período posterior	5,22%	5,20%	11,94%	33
C: Diferencia entre el *performance* posterior y previo a la OPA				
Variación en el *performance*	-2,11%	-6,19%	12,43%	33

[a] La variable PO se define como resultado de la explotación sobre activo de la explotación

CUADRO A.2: ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LA VARIABLE IAPO[a]

Año relativo a la OPA	Mediana	Media	Desviación típica	N
A: *Performance* pre-OPA				
-3	-2,57%	-0,79%	13,29%	24
-2	0,00%	2,65%	8,61%	31
-1	3,10%	3,57%	9,37%	33
Performance anual en el período previo	0,89%	2,68%	8,42%	33
B: *Performance* post-OPA				
+1	0,00%	-1,27%	7,67%	33
+2	-1,16%	-2,79%	17,37%	33
+3	-0,19%	-2,25%	12,46%	22
Performance anual en el período posterior	-1,55%	-2,61%	11,10%	33
C: Diferencia entre el *performance* posterior y previo a la OPA				
Variación en el *performance*	-3,19%	-5,29%	10,47%	33

[a] La variable IAPO se obtiene como la diferencia entre el valor de la variable PO para cada empresa y el de la mediana sectorial correspondiente

APÉNDICE
CUADRO A.3: ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LA VARIABLE PG[a]

Año relativo a la OPA	Mediana	Media	Desviación típica	N
A: *Performance* pre-OPA				
-3	3,64%	5,52%	9,72%	24
-2	5,36%	4,61%	8,93%	31
-1	4,03%	4,73%	9,86%	33
Performance anual en el período previo	4,57%	5,52%	8,34%	33
B: *Performance* post-OPA				
+1	4,68%	3,64%	5,86%	33
+2	4,61%	3,49%	8,19%	33
+3	5,91%	1,69%	18,68%	22
Performance anual en el período posterior	4,61%	3,67%	7,45%	33
C: Diferencia entre el *performance* posterior y previo a la OPA				
Variación en el *performance*	-0,78%	-1,85%	8,68%	33

[a] La variable PG se define como resultado antes de intereses e impuestos sobre activo total neto

CUADRO A.4: ESTADISTICOS DESCRIPTIVOS DE LA VARIABLE IAPG[a]

Año relativo a la OPA	Mediana	Media	Desviación típica	N
A: *Performance* pre-OPA				
-3	-0,43%	-0,83%	7,53%	24
-2	0,74%	-0,20%	6,96%	31
-1	0,00%	0,67%	8,89%	33
Performance anual en el período previo	-0,14%	0,69%	6,51%	33
B: *Performance* post-OPA				
+1	0,00%	0,97%	5,39%	33
+2	-0,76%	-1,41%	7,61%	33
+3	0,00%	-3,32%	17,58%	22
Performance anual en el período posterior	-0,49%	-1,29%	6,77%	33
C: Diferencia entre el *performance* posterior y previo a la OPA				
Variación en el *performance*	-1,37%	-1,98%	7,31%	33

[a] La variable IAPG se obtiene como la diferencia entre el valor de la variable PG para cada empresa y el de la mediana sectorial correspondiente

BIBLIOGRAFÍA

Agrawal, A., J.F. Jaffe y G.N. Mandelker (1992), "The Post merger Performance of Acquiring Firms: A Re-examination of an Anomaly", *Journal of Finance*, 47, 1605-1622.

Apellániz, P., C. Serrano y T. Apellániz, (1996), "Evaluación de los Resultados de las Fusiones a partir de la Información Contable", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 35(87), 429-457.

Baker, G. y K. Wruck (1989), "Organizational Changes and Value Creation in Leveraged Buyouts: The case of The O.M. Scott & Sons Company", *Journal of Financial Economics*, 25, 163-190.

Ballarín, E., J. Canals y P. Fernández (1994), *Fusiones y Adquisiciones de Empresas. Un Enfoque Integrador*, Alianza Economía, Madrid.

Bhagat, S., A. Shleifer y R. Vishny (1990), "Hostile Takeovers in the 80s: The Return to Corporate Specialization", *Brookings Papers: Microeconomics*, 1-85.

Buhner, R. (1991), "The Success of Mergers in Germany", *International Journal of Industrial Organization*, 9, 513-532.

Bothwell, J.L., T.F. Cooley y T.E. Hall (1984), "A New View of the Market-structure Performance Debate", *Journal of Industrial Economics,* 32, 397-417.

Cable, J. (1985), "Capital Market Information and Industrial Performance: The Role of West German Banks", *Economic Journal*, 85, 118-132.

Cannella, A. y D. Hambrick (1993), "Efects of Executive Departures on the Performance of Acquired Firms", *Strategic Management Journal*, 14, 137-152.

Caves, R.E. (1989), "Mergers, Takeovers and Economic Efficiency: Foresight vs. Hindsight", *International Journal of Industrial Organization*, 7, 151-174.

Clark, K. y E. Ofek (1994), "Mergers as a Means of Restructuring Distressed Firms: An Empirical Investigation", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29(4, 541-565.

Comisión Nacional del Mercado de Valores, *Informes Anuales* (1990-1998). Madrid.

Cornett, M.M. y H. Tehranian (1992), "Changes in Corporate Performance Associated with Bank Acquisitions", *Journal of Financial Economics*, 31(2), 211-234.

Crespí, R. y C. Gispert (1999), "Block Transfers. Implications for the Governance of Spanish Corporations", trabajo presentado en el *III Foro de Finanzas* de Segovia.

Chatterjee, R. y G. Meeks (1996), "The Financial Effects of Takeover: Accounting Rates of Return and Accounting Regulation", *Journal of Business, Finance and Accounting*, 23(5), 851-868.

Dickerson, A. P., H.D. Gibson y E. Tsakalotos (1997), "The Impact of Acquisitions on Company Performance: Evidence from a Large Panel of UK Firms", *Oxford Economic Papers*, 49, 344-361.

Dodd, P. y R.S. Ruback (1977), "Tender Offers and Stockholder Returns: An Empirical Analysis", *Journal of Financial Economics*, 5, 351-374.

Easterbrook, F.H. y D. R. Fischel (1981), "The Proper Role of Target's Management in Responding to a Tender Offer", *Harvard Law Review*, 94, 1161-1204.

Eckbo, B.E. y H. Langohr (1989), "Information Disclosure, Method of Payment, and Takeover Premiums. Public and Private Tender Offers in France", *Journal of Financial Economics*, 21, 363-403.

Fama, E. F. y M.C. Jensen (1983), "Separation of Ownership and Control", *Journal of Law and Economics*, 26, 301-325.

Fernández, M. Y C.J. García (1995), "El Efecto de la Publicación de una OPA sobre la Rentabilidad de las Acciones", *Revista Española de Economía*, 12 (2), 219-240.

Fernández, M. Y C.J. García (2000), "La Compra de Volúmenes Significativos de Acciones en el Mercado Español", *Investigaciones Económicas*, XXIV(1), 237-267.

Fernández, A.I. y S. Gómez (1999), "Un Estudio de las Ofertas Públicas de Adquisición en el Mercado de Valores Español", *Investigaciones Económicas*, XXIII(3), 471-495.

Franks, J. y C. Mayer (1996), "Hostile Takeovers and the Correction of Managerial Failure", *Journal of Financial Economics,* 40, 163-181.

Franks, J. y R. Harris (1989), "Shareholder Wealth Effects of Corporate Takeovers. The UK Experience 1955-1985", *Journal of Financial Economics*, 23, 225-249.

García, C.J. (1994), Fusiones y Adquisiciones de Empresas: Efectos sobre la Rentabilidad del Accionista. Tesis Doctoral no publicada. Universidad de Valencia.

García, C.J. (1995), "El Mercado de Control de Empresas: Evidencia Empírica", *Esic-Market*, Oct-Dic, 161-196.

Gómez, S. (1998), "Determinantes del Reemplazo del Equipo Gestor en el Mercado de Control Corporativo Español", trabajo presentado en el *II Foro de Finanzas* de Segovia.

Gregory, A. (1997), "An Examination of the Long Run Performance of UK Acquiring Firms", *Journal of Business, Finance and Accounting*, 24(7), 971-1002.

Healy, P., K. Palepu y R. Ruback (1992), "Does Corporate Performance Improve after Merger?", *Journal of Financial Economics*, 31, 135-175.

Jarrell, G.A., J. A. Brickley y J. M. Netter (1988), "The Market for Corporate Control: The Empirical Evidence Since 1980", *Journal of Economic Perspectives*, 2 (1), 49-68.

Jemison, D.B. y S.B. Sitkin (1986), "Corporate Acquisitions: A Process Perspective", *Academy of Management Review*, 11, 5-50.

Jensen, M.C. (1995), "Exito y Fracaso de los Sistemas de Control Interno", *Harvard Deusto Business Review*, 66, 68-85.

Jensen, M.C.(1996), "Propietarios y Gerentes frente al Cash-Flow Libre: La Experiencia Americana" en Arena, J., Cardbury, A., Eguidazu, S. et al. (eds.) *Gobierno de la Empresa*, AB Asesores, Madrid.

Jensen, M.C. y W.H. Meckling (1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics,* 3, 305-360.

Jensen, M. C. y R. S. Ruback (1983), "The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence", *Journal of Financial Economics*, 11, 5-50.

Kaplan, S. (1989), "Campeau´s Acquisition of Federated: Value Destroyed or Value Added?", *Journal of Financial Economics*, 25, 191-212.

Lebart, L., A. Morineau y J. Fénelon (1985), *Tratamiento Estadístico de Datos*, Boixareu Editores, Barcelona.

Lichtenberg, F.R. y D.L. Siegel (1990), "The Effects of Leveraged Buyouts on Productivity and Related Aspects of Firm Behavior", *Strategic Management Journal*, 27, 165-194.

Lubatkin, M. (1983), "Mergers and the Performance of the Acquiring Firm", *Academy of Management Journal*, 8, 218-225.

Mandelbaum, A. (1993), "Economic Aspects of Takeovers Regulation with Particular Reference to New Zealand" en Farrar, J. (ed.) *Takeovers, Institutional Investors and the Modernization of Corporate Laws.* Oxford University Press, 203-255.

Manne, H.G. (1965), "Mergers and the Market for Corporate Control", *Journal of Political Economy*, 73, 110-120.

Marris, R. (1963), "A Model of the Managerial Enterprise", *Quarterly Journal of Economics*, 77, 185-209.

Martin y McConnell (1991), "Corporate Performance, Corporate Takeovers and Management Turnover", *The Journal of Finance*, 46(2), 671-687.

Martínez, J.A. y A. Sanchis (1990), "Tendencias Recientes en las Fusiones y Adquisiciones de Empresas Industriales", *Economía Industrial*, marzo-abril, 125-135.

Neumann, M., I. Bobel y A. Haid (1983), "Business Cycle and Industrial Market Power: an Empirical Investigation for West German Industries, 1965-77", *Journal of Industrial Economics*, 32, 187-196.

Nohel, T. y V. Tarhan (1998), "Share Repurchases and Firm Performance: New Evidence on the Agency Costs of Free Cash Flow", *Journal of Financial Economics*, 49, 187-222.

Odagiri, H. y T. Hase (1989), "Are Mergers and Acquisitions Going to Be Popular in Japan Too? An Empirical Study", *Intenational Journal of Industrial Organization*, 7, 49-72.

O'shaughnessy, K.C. y D.J. Flanagan (1998), "Determinants of Layoff Announcements following M&As: An Empirical Investigation", *Strategic Management Journal*, 19, 989-999.

Palacín, M.J. (1997), *El Mercado de Control de Empresas*: El Caso Español, Ariel Economía, Barcelona.

Pérez-Soba, I. (2000), "Las Ofertas Públicas de Adquisición en España 1989-1996. El Modelo de Gobierno Empresarial Organizativo", Tesis Doctoral no publicada. Universidad Complutense de Madrid.

Pitts, R.A. (1976), "Diversification Strategies and Organizational Policies of Large Diversified Firms", *Journal of Economics and Business*, 28, 181-188.

Pontiff, J., A. Shleifer y M.S. Weisbach (1990), "Reversions of Excess Pension Assets after Takeovers", *Rand Journal of Economics*, 21(4), 600-613.

Porter, M. (1980), *Competitive Strategy*, New York: The Free Press.

Ravenscraft, D. J. y F.M. Scherer (1987), *Mergers, Sell-offs, and Economic Efficiency*, Washington: Brookings Institution.

Ravenscraft, D. J. y F.M. Scherer (1989), "The Profitability of Mergers", *International Journal of Industrial Organization*, 7, 101-116.

Roll, R. (1986), "The Hubris Hypothesis of Corporate Takeovers", *The Journal of Business*, 59, 197-216.

Rosett, J.G. (1990), "Do Union Wealth Concessions Explain Takeover Premiums? The Evidence on Contract Wages", *Journal of Financial Economics*, 27, 263-282.

Salter, M. y W. Weinhold (1979), *Diversification through Acquisitions*, New York: The Free Press.

Scherer, F.M. (1988), "Corporate Takeovers: The Efficiency Arguments", *Journal of Economic Perspectives*, 2 (1), 69-82.

Singh, H. y C. Montgomery (1987), " Corporate Acquisitions Strategies and Economic Performance", *Strategic Management Journal*, 8, 377-386.

Switzer, J.A. (1996), "Evidence on Real Gains in Corporate Acquisitions", *Journal of Economics and Business*, 48, 443-460.

Virany, B., M.L. Tushman y E. Romanelli (1992), "Executive Succession and Organization Outcomes in Turbulent Environements: An Organizational learning Approach", *Organization Science*, 3, 72-91.

Walsh, J.P. (1988), "Top Management Turnover Following Mergers and Acquisitions", *Strategic Management Journal*, 10 (4), 173-183.

Walsh, J.P. y J.W. Ellwood (1991), "Mergers, Acquisitions and the Pruning of Managerial Deadwood", *Strategic Management Journal*, 12, 201-217.

Abstract

This study examines the change in performance of 33 non financial firms acquired as a result of tender offers which ocurred in Spain between 1991 and 1996. There is no indication that on average the acquirers raised their target´s profitability. These results are in contrast with evidence from event studies and suggest a need for more evidence on wether or not takeovers are value creating activities.

Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España.*

FERNANDO BARCEINAS PAREDES Universidad Autónoma Metropolitana, México.

JOSEP OLIVER ALONSO Universitat Autònoma de Barcelona.

JOSÉ LUIS RAYMOND BARA Universitat Autònoma de Barcelona y FUNCAS.

JOSÉ LUIS ROIG SABATÉ Universitat Autònoma de Barcelona.

1. INTRODUCCIÓN

En el contexto de la ampliamente utilizada "ecuación minceriana de salarios", uno de los mayores desafíos de los economistas que analizan la relación entre escolaridad e ingresos consiste en determinar si las estimaciones Mínimo Cuadráticas Ordinarias (MCO) de los rendimientos educativos son adecuadas. Existen tres argumentos bien conocidos que explican porqué las estimaciones MCO de los rendimientos de la educación tienden a ser inconsistentes: el sesgo de endogeneidad, el sesgo de habilidad y el error de medición de la variable "escolaridad". Más aún, puede darse el caso de que los dos primeros problemas estén íntimamente relacionados, esto es, que

*Agradecemos el apoyo financiero de la Comisión Europea a través del proyecto PuRE SOE2-CT98-2044, "Public funding and private returns to education" y del CICYT SS 97-1333.

constituyan simplemente distintas maneras de ver la misma dificultad. Supóngase, por ejemplo, que el término de perturbación en la ecuación de ingresos refleja, entre otros factores, la habilidad innata de los individuos, o sea, que se está ante la presencia del denominado sesgo de "habilidad". Si se cumple, además, que los individuos más hábiles son aquellos que obtienen los mayores niveles de escolaridad, la perturbación aleatoria y el regresor (esto es, los años de escolaridad) estarán correlacionados y, en consecuencia, la estimación será inconsistente.

Con el objetivo de evitar estos sesgos se han utilizado una serie de estrategias. Entre éstas la más socorrida ha sido el uso del método de estimación de Variables Instrumentales (VI) que, como es conocido, actúa en dos etapas. En la primera se estima una ecuación cuya variable dependiente es la variable endógena de la ecuación de ingresos[1] y posteriormente, en la segunda etapa, se utilizan los valores predichos de la variable endógena como regresor en la ecuación de ingresos. Existe un consenso generalizado de que las estimaciones de los rendimientos de la educación por VI tienden a ser más elevados que las procedentes de MCO, de lo que se deduce que las estimaciones MCO están sesgadas a la baja. No obstante, en los trabajos pioneros de Imbens y Angrist (1994) y Angrist y Imbens (1995) se ofrece una explicación alternativa: la posibilidad de que las estimaciones por VI estén captando rendimientos específicos para determinados núcleos de población, en particular los afectados por los instrumentos utilizados, y que se designan como "grupo con tratamiento". Esta nueva manera de encarar el problema constituye la base del denominado "efecto tratamiento" que, además de permitir la existencia de rendimientos heterogéneos en la población, abre la posibilidad de explicar los cambios de rendimientos asociados a distintos instrumentos.

Dentro de este contexto, el objetivo fundamental de este artículo es doble. En primer lugar, se lleva a cabo un análisis comparativo entre las estimaciones MCO y por VI de los rendimientos de la educación, siendo la variable instrumental el "tratamiento" derivado de la Reforma Educativa de 1970 y, en segundo lugar, se ofrece una expli-

[1] Cabe mencionar que típicamente sólo la variable "años de educación" es considerada endógena, pero nótese que cuando se utiliza experiencia potencial (edad – escolaridad – 6) como regresor en la ecuación de ingresos, esta variable es por definición endógena. Véase el Apéndice 2 para una discusión sobre este tema.

cación del porqué de las diferencias en las estimaciones de los rendimientos de la educación, a la luz de las características del núcleo de población afectado por el "tratamiento". En este sentido, el efecto que sobre el rendimiento tiene el "tratamiento" se estima en forma separada: a través del impacto sobre el salario-hora, y a través de las modificaciones en las horas trabajadas. El resultado general es que el "tratamiento" de la Reforma Educativa actúa positivamente sobre aquellos que, sin el beneficio de la Reforma, hubieran invertido menos en educación, pero sobre todo a partir de ampliarles la posibilidad de trabajar más horas al año o, en otras palabras, de permanecer menos en paro o inactivos[2]. El tema reviste especial interés, tomando en consideración que la rentabilidad estimada para la inversión educativa puede condicionar las decisiones asignativas del gasto público. A pesar de ello, el tema, desde esta perspectiva de rendimientos heterogéneos, en el caso español no ha sido abordado.

La fuente de información utilizada para el análisis es la Encuesta de Estructura Salarial 1995 (EES 95) que es una encuesta a empleadores de aproximadamente 175.000 asalariados que contiene una importante cantidad de características relacionadas con cada trabajador (nivel educativo, horas trabajadas, antigüedad, tipo de contrato, tipo de trabajo, sector económico, tamaño de la empresa, etc.). La muestra se acotó a los hombres asalariados de tiempo completo y cuya edad estaba comprendida entre 18 y 65 años. Los ingresos fueron reconvertidos a salarios brutos antes de impuestos y pagos de seguridad social. Este proceso se llevó a efecto a través de un programa específico y de acuerdo a la información de las unidades perceptoras de ingreso. En este sentido, los resultados son interpretables en términos de los efectos del capital humano en la productividad.

El artículo está organizado de la siguiente manera. En la sección 2 se hace un breve repaso sobre la forma de tratar el problema de la endogeneidad de la educación. La parte fundamental del artículo se localiza en la sección 3, que presenta las estimaciones de rendimientos de la educación para el caso español a través del método de MCO, y por medio de la aplicación particular de VI denominada "efecto tratamiento". Las estimaciones de este último se presentan

[2] Desafortunadamente, a partir de la información proporcionada por la fuente de información utilizada (Encuesta de Estructura Salarial 1995), no es posible determinar (si es el caso) cual era la situación de un individuo (parado o inactivo) durante los días al año que declara no haber trabajado.

bajo 3 modalidades: la estándar, la propuesta por Garen (1984) que toma en consideración el hecho de que la heterogeneidad no observable interactúa con una variable endógena continua y la estimación de Variables Instrumentales con Muestra Dividida (Angrist y Krueger, 1995) que evita, por construcción, la correlación entre las perturbaciones de las ecuaciones de ingreso y de escolaridad. Finalmente, en la sección 4 se exponen las conclusiones del trabajo.

2. TRATAMIENTO DEL PROBLEMA DE LA ENDOGENEIDAD DE LA EDUCACION.

Como se menciona anteriormente, una de las estrategias más socorridas para enfrentar el problema de la correlación entre los términos de perturbación de las ecuaciones de ingreso y la escolaridad, consiste en identificar un conjunto de variables que afecten la escolaridad, pero no los ingresos. Estas variables pueden ser utilizadas como instrumentos dentro del método de estimación de VI. En términos generales, los instrumentos pueden clasificarse en dos tipos: los que recogen información de antecedentes familiares y los que utilizan experimentos naturales específicos.

En el primer caso, los instrumentos más frecuentes hacen referencia a determinadas características de los padres, como su nivel educativo o tipo de trabajo (Blackburn y Neumark, 1991, 1995; Uusitalo, 1999; Brunello y Miniaci, 1999, entre otros), o la composición de los hermanos con relación al género (Butcher y Case, 1994).

Por otra parte, la idea subyacente en la utilización de las variaciones naturales de los datos es que de esta forma se estaría frente a una especie de "experimento aleatorio" llevado a cabo en un laboratorio. Esto es, la configuración de un grupo de individuos que reciben un "tratamiento" independientemente de sus características. El trabajo pionero al respecto es el de Angrist y Krueger (1991) que utilizan el trimestre de nacimiento como instrumento, sobre la base de que los individuos que nacen a principios de año tienen una escolaridad promedio menor, pues alcanzan la edad mínima obligatoria para abandonar la escuela antes que los individuos que nacen hacia finales del año. Otros trabajos que merece la pena resaltar por su originalidad son Card (1993) que utiliza un indicador de la cercanía de la escuela como instrumento, y Harmon y Walker (1995) donde se consideran

las leyes de escolaridad obligatoria como un determinante exógeno del nivel educativo alcanzado[3].

Como se mencionó en la introducción de este artículo, Imbens y Angrist (1994) y Angrist y Imbens (1995) sientan las bases del denominado "efecto tratamiento" que más que una solución al problema de la endogeneidad, debe entenderse como una manera alternativa de interpretar los rendimientos de la educación cuando se utilizan VI. El punto de partida es el reconocimiento de la existencia de heterogeneidad de los rendimientos de la educación en la población, y la posibilidad de asociar estos diversos rendimientos con los distintos tipos de instrumentos utilizados. En particular, si el instrumento utilizado es un "experimento aleatorio" o "tratamiento" binario, la estimación por VI refleja el rendimiento específico de los individuos que afectados por dicho "tratamiento"[4]. Existen algunos trabajos empíricos que han utilizado esta metodología. Por ejemplo, Angrist, Imbens y Rubin (1996) estiman el efecto de los veteranos de Vietnam sobre la escolaridad utilizando los números de lotería de reclutamiento militar como instrumento. En concreto, con relación a los rendimientos de la educación, Angrist e Imbens (1995) usan como instrumento el trimestre de nacimiento, Ichino y Winter-Ebmer (1999) utilizan como instrumentos si el padre estuvo en la II Guerra Mundial y si el padre tiene un nivel de educación superior, y Ginther (2000), dentro de un marco teórico más global, utiliza como instrumentos la estructura familiar, la proximidad a la escuela y la calidad de la misma.

3. ESTIMACIONES PARA EL CASO ESPAÑOL.

3.1 Reforma educativa de 1970 como tratamiento.

Desafortunadamente, ninguna de las Bases de Datos disponibles para España ofrece información relativa a los antecedentes familiares de los individuos. Por otra parte, no es tarea fácil encontrar un fenómeno "natural" que pueda suponerse determine fehacientemente el nivel de escolaridad. No obstante, una buena aproximación a este

[3] Una revisión exhaustiva de los distintos instrumentos utilizados en este tipo de literatura se encuentra en Card (1995,1999).

[4] En el Apéndice 1 se expone con más detalle la teoría relativa al "efecto tratamiento"

tipo de experimento pudo haber sido la Reforma Educativa de 1970, en cuanto introdujo ocho años de educación obligatoria e incluyó en un único sistema (Enseñanza General Obligatoria) la primaria y bachillerato elemental. Además, cabe hacer notar que este nuevo sistema era gratuito en todas las instituciones públicas[5].

Tomando en consideración lo anterior, en el Cuadro 1 se muestran algunos estadísticos que apoyarían la idea de que la Reforma Educativa de 1970 incidió positivamente en la escolaridad promedio de la población. En la primera parte del Cuadro 1 se presentan los años de escolaridad promedios para el grupo sin tratamiento (esto es, los nacidos antes de 1955 y que, por ende, no fueron afectados por la Reforma), y para el grupo con tratamiento (los nacidos después de 1955). Cabe resaltar que el promedio de años de escolaridad de los individuos con tratamiento es 19% superior al de sin tratamiento.

CUADRO 1
EFECTO TRATAMIENTO. AÑOS DE ESCOLARIDAD Y TEST DE MEDIAS. HOMBRES EES 95

años de escolaridad promedio		estadístico t	
sin tratamiento*	7.9	c, dummy tratamiento	68.9
con tratamiento*	9.4	c, edad, edad2, dummy tratamiento	17.6

*"Sin tratamiento" se refiere a los individuos que por la fecha de nacimiento no se vieron afectados por la Reforma, y "con tratamiento", a aquellos potencialmente afectados.

Con el objetivo de constatar que la diferencia de promedios entre estos dos grupos es estadísticamente significativa, se procedió a realizar un test de igualdad de medias a través del estadístico *t* asociado a la variable *dummy* de tratamiento, derivado de una regresión de escolaridad. Al respecto, la segunda parte del Cuadro 1 presenta los estadísticos *t* de la variable *dummy* de tratamiento para dos especificaciones: la primera con la constante y la *dummy* de tratamiento, y la segunda incluyendo las variables edad y su cuadrado. En ambas especificaciones la hipótesis nula de igualdad de medias es rechazada. En

[5] Es importante hacer notar que antes de la Reforma Educativa de 1970, la Escuela Secundaria (Bachillerato) no era gratuita para todos, dado que una gran mayoría de estas escuelas eran privadas y, por ende, costosas (sobre todo las religiosas que, por otro lado, constituían una gran proporción) y, en este sentido, este nivel educativo funcionó en la práctica como un filtro socio-económico para la educación superior. Véase Pedró (1988).

consecuencia, podemos concluir que la Reforma Educativa de 1970 efectivamente incrementó los años de escolaridad promedios de la población.

En consecuencia, es posible concebir que la Reforma Educativa de 1970 divide a la muestra en dos grupos: los afectados por la Reforma ("con tratamiento") y los no afectados por ella ("sin tratamiento"). Analizando las características de estos grupos por separado, se tiene que, a pesar de la mayor escolaridad de los afectados por el tratamiento, éstos ganan 37% menos por hora trabajada, y trabajan 5% menos horas que los "sin tratamiento". La primera diferencia puede ser explicada en gran medida por el hecho de que el grupo "con tratamiento" es, obviamente, más joven y, por ende, con menor experiencia laboral. Este último elemento explicaría igualmente el mayor nivel de paro del grupo "con tratamiento" y, por tanto, las diferencias en las horas trabajadas[6].

3.2 Estimaciones MCO versus VI.

El hecho de que las estimaciones por VI se deben interpretar más bien como una "intervención" que afecta a un grupo específico y, por ende, que proporciona estimaciones sesgadas de la rentabilidad promedio de la población, generaría dos nuevos y determinantes postulados del efecto causal de la educación sobre los ingresos, a saber: 1) que la rentabilidad de la educación es heterogénea en la población y 2) que diferentes instrumentos deberían producir distintos rendimientos promedios para diferentes subgrupos de la población[7].

Con el objetivo de estimar este tipo de rendimientos heterogéneos se procedió a calcular una función de ingresos por MCO y por VI para la muestra seleccionada, siendo el instrumento la variable binaria asociada a la Reforma Educativa de 1970 (1 para los afectados y 0 para los no afectados)[8]. Cabe mencionar que si se utiliza la función clásica de ingresos con escolaridad, experiencia potencial y su cuadrado como variables explicativas[9] y, además, una sola variable como instrumento, se genera un problema econométrico: la función está subidentificada puesto que las 3 variables explicativas serían

[6] Otra manera de apreciar esta información es haciendo notar que mientras el 94% de los no afectados por la Reforma trabajan más de 10 meses al año, en el caso de los afectados, sólo el 85% lo hace.

[7] Una breve descripción teórica del "efecto tratamiento" se presenta en el Apéndice 1.

endógenas. La solución consistió en sustituir la "experiencia potencial" por la "edad" (que evidentemente es exógena). Esta sustitución no es banal, puesto que modifica el coeficiente asociado a la escolaridad y, por tanto, el "rendimiento" derivado de la función de ingresos. Con el objetivo de evitar equívocos sobre la verdadera tasa de rendimiento de la educación, adicionalmente se calculó, a partir de los valores de salarios predichos para cada una de las ecuaciones estimadas, la Tasa Interna de Rentabilidad (TIR) siguiendo el denominado "método elaborado" diseñado por Psacharopoulos (1973)[10].

Como se afirma en Card (1999), el rendimiento de la educación derivado de una función de ingresos, cuya variable dependiente es el log (salario anual), refleja, ante un incremento de la escolaridad, tanto un incremento en el salario-hora como uno en las horas trabajadas. En consecuencia, y con el objetivo de aislar el efecto doble de la

---

[8] En el caso de las estimaciones por VI, cabría pensar tomar en consideración el problema del sesgo de selección que, tradicionalmente, es controlado a partir del conocido método de dos etapas de Heckman. No obstante, la aplicación de este método no se llevó a cabo porque la EES 95 sobre la cual están basadas las estimaciones, no contiene la información necesaria (datos individuales sobre los parados) para aplicar la corrección estándar. Ciertamente, el uso de otras bases de datos, en particular el Panel de Hogares de la Unión Europea 1994-96 (PHOGE) y la Encuesta de Presupuestos Familiares 1990 (EPF), podrían ayudar a resolver el problema. Empero, tanto el PHOGUE como la EPF contienen una cantidad de información (2.000 observaciones y 10.000 observaciones de asalariados, respectivamente) que no nos hubiese permitido, o hubiese limitado en extremo, el tipo de análisis llevado a cabo en el artículo. Finalmente, debe resaltarse que la aplicación del método de Heckman no está exenta de problemas, algunos de tal magnitud que ponen en entredicho su aplicación (véase Puhani, P. A. "The Heckman Correction for Sample Selection and its Critique", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 14, Nº 1, February, 2000).

[9] Una reflexión adicional que este planteamiento podría suscitar es la escasez de variables adicionales en la ecuación de ingresos. Sin embargo, es conocido que la inclusión de variables adicionales en una ecuación minceriana de salarios tiene como consecuencia básica la reducción de la tasa de rendimiento, sobre todo cuando se trata de variables de elección endógenas, o sea, precisamente del tipo de variables (relacionadas con características laborales) que contiene la EES 95. De hecho, los cambios en las características laborales es uno de los mecanismos a través de los cuales los más educados alcanzan mayores salarios, de forma tal que las estimaciones que consideran dichas variables tienden a subestimar la tasa real de rendimiento de la educación (Mincer 1974). En realidad, la finalidad de la estimación condicionará las variables que deben figurar como explicativas. Como Mincer con claridad expone en su aportación ya clásica, si se pretende evaluar rendimientos de la educación, en el lado derecho de la ecuación de salarios no deben figurar como regresores aquellas variables que captan el mecanismo a través del cual los más educados consiguen mejoras salariales. Si se lleva a cabo su inclusión, a pesar de que el R cuadrado de la nueva estimación aumente, el estimador de los parámetros de interés (en particular, coeficiente que afecta a la escolaridad) será sesgado, porque, en términos econométricos, se han incluido regresores superfluos (es decir, que no pertenecen al modelo teórico) que tienen la característica de ser endógenos, al captar los mecanismos a través de los que los más educados consiguen mejoras salariales. La endogeneidad de estos regresores superfluos es lo que ocasiona el resultado contraintuitivo de que una ecuación sobreparametrizada pueda contener sesgos. Si bien la demostración econométrica clásica es que la inclusión de variables superfluas no provoca sesgo, ello sólo es válido si tales variables son independientes de la perturbación aleatoria.

[10] En el Apéndice 2 se analiza con más detalle, tanto la relación entre el rendimiento estimado de una función con "experiencia" y otra con "edad", como el "método elaborado" o TIR y su relación con las dos anteriores.

escolaridad sobre el salario-hora y las horas trabajadas, en el Cuadro 2 se muestran las estimaciones por MCO y VI, utilizando tanto salario anual como horario, así como la estimación de log (horas) que servirá como base para explicar el comportamiento de las estimaciones por VI desde la perspectiva del "efecto tratamiento".

CUADRO 2
FUNCIONES DE INGRESO. SALARIO ANUAL VERSUS HORARIO, HOMBRES. EES95.

	OLS			VI		
	salario anual	salario hora	horas	salario anual	salario hora	horas
Constante	11.8348	4.9951	6.8397	11.6329	5.3154	6.3175
	633.2	356.7	517.1	191.9	103.3	134.7
Escolaridad	0.0623	0.0580	0.0043	0.0881	0.0171	0.0709
	183.7	194.5	26.5	12.4	2.7	13.3
Edad	0.1086	0.0793	0.0293	0.1055	0.0842	0.0213
	117.1	110.4	46.6	87.8	74.9	23.5
Edad^2	-0.0010	-0.0007	-0.0003	-0.0010	-0.0008	-0.0001
	-91.8	-81.1	-41.5	-50.6	-44.5	-10.4
R^2 ajustada	0.37	0.38	0.06	0.34	0.28	-0.85
Error estándar	0.4699	0.3933	0.2619	0.4802	0.4236	0.3666
Hausman				13.1	42.5	150.7
Bound				4741.9	4741.9	
Tir (%)	11.1	9.2		14.7	1.8	
	VI (Garen)			VI (VIMD)		
	salario anual	salario hora	horas	salario anual	salario hora	horas
Constante	11.7237	5.4194	6.3043	11.7323	5.3435	6.3889
	197.2	113.5	174.9	136.4	75.7	134.3
Escolaridad	0.0804	0.0084	0.0720	0.0737	0.0115	0.0622
	11.6	1.4	19.4	7.2	1.3	12.9
Edad	0.1033	0.0816	0.0216	0.1079	0.0858	0.0221
	87.2	78.9	34.5	58.9	52.8	25.2
Edad^2	-0.0009	-0.0008	-0.0001	-0.0010	-0.0008	-0.0002
	-50.5	-47.5	-16.4	-35.0	-32.2	-13.2
R^2 ajustada	0.38	0.39	0.06	0.21	0.18	0.05
Error estándar	0.4684	0.3909	0.2616	0.5272	0.4511	0.2619

*Estadísticos robustos t debajo de los coeficientes.

Las estimaciones por VI fueron realizadas en tres formas diferentes. La primera es la estándar, la segunda opción está basada en la propuesta de Garen (1984) a partir de un modelo donde la heterogeneidad no observable interactúa con una variable endógena conti-

nua[11] y, finalmente, la tercera alternativa se basa en una propuesta de Angrist y Krueger (1995) denominada Variables Instrumentales con Muestra Dividida (VIMD) que consiste en dividir aleatoriamente la muestra total en dos partes y utilizar una mitad aleatoria de la muestra total para estimar los parámetros de la ecuación de escolaridad, esto es, para llevar a cabo la primera etapa del proceso de estimación. Posteriormente, estos parámetros son utilizados tanto para construir los valores predichos, como para estimar los parámetros de la ecuación de ingresos a partir de la segunda mitad de la muestra. Cabe mencionar que este enfoque es una respuesta a la crítica de Bound et el. (1995) en el sentido de que si los instrumentos están débilmente correlacionados con la variable endógena explicativa (como, en general, es el caso), entonces incluso una débil correlación entre los instrumentos y el término de perturbación de la ecuación de ingresos puede provocar inconsistencias importantes en las estimaciones por VI. En este sentido, el objetivo del método de VIMD es resolver el problema de inferencia espúrea asociado al método original de VI a través del rompimiento del vínculo entre las perturbaciones de las ecuaciones de ingreso y de escolaridad.

Antes de comentar los resultados de las estimaciones conviene analizar la validez de los instrumentos utilizados, procedimiento efectuado a través del test del Bound reportado en el Cuadro 2[12]. Este test fue propuesto en el artículo previamente mencionado de Bound, et al. (1995) en donde se recomienda, para la primera etapa de la estimación por VI, ofrecer el estadístico F de significatividad conjunta de aquellas variables que actúan como instrumentos y que están excluidas de la ecuación de salarios. Los valores resultantes de los estadísticos F sugieren que los instrumentos utilizados son los correctos.

Por otro lado, para determinar si la potencial endogeneidad de la escolaridad tiene un efecto significativo en el parámetro de rendimiento de la educación se aplicó un test de exogeneidad de Hausman. Este test prueba la igualdad de dos estimaciones, la estimación por MCO eficiente y consistente bajo la hipótesis nula, mientras que la estimación por VI siempre consistente tanto bajo las hipótesis nula como alternativa. El estadístico chi-cuadrado a un nivel de 5%

[11] Para una descripción sucinta del método ver Apéndice 3.

[12] Tomando en consideración que las ecuaciones estimadas están exactamente identificadas, el test de Sargan no procede en este caso.

es, en todos los casos, 3,84, lo que implicaría rechazar la hipótesis nula de exogeneidad, independientemente del uso de salario anual, salario-horario u horas trabajadas.

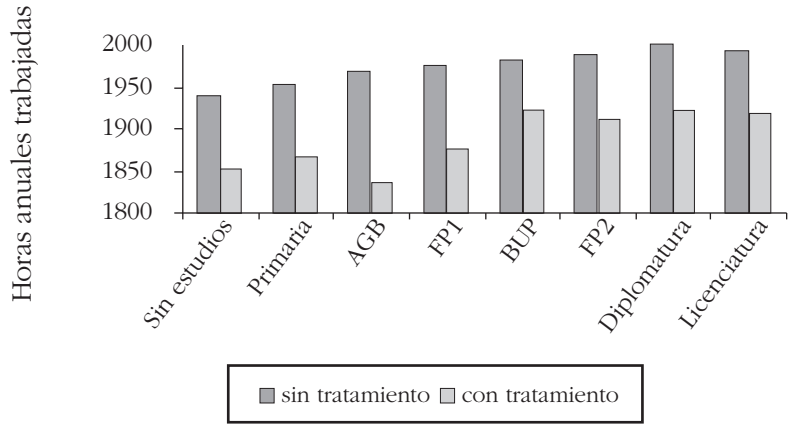
En relación con los resultados de las estimaciones de los rendimientos se comprueba que la llevada a cabo por MCO tiene un comportamiento típico: el rendimiento de la educación del salario anual (6,2%) se debe básicamente a un rendimiento del salario horario (5,8%) y, en menor cuantía, a un incremento en las horas trabajadas que trae consigo el mayor nivel educativo (0,4%)[13]. Por otro lado, la TIR pasa de 11,1% con salarios anuales a 9,2% con salario-hora. No obstante, ubicados en el esquema de VI, el comportamiento de los rendimientos de la educación resulta atípico: el rendimiento asociado al salario anual (8,8%) se debe **básicamente** a las horas trabajadas (7,1%) y de forma desdeñable al salario hora (1,7%). En relación con la TIR, resulta que pasa de 14,7% con salarios anuales a 1,8% con salario-horario.

Con el objetivo de encontrar una explicación lógica es necesario recordar la previamente mencionada teoría del efecto "tratamiento": mientras las estimaciones MCO son rendimientos promedio, las estimaciones por VI proporcionan rendimientos marginales de los grupos con tratamiento. En otras palabras, el grupo "con tratamiento" tiene unas características tales que ante un incremento en el nivel de escolaridad incrementa, básicamente, las horas trabajadas y en menor medida su salario-horario.

Con el objetivo de esclarecer esta aparente paradoja, en el Gráfico 1 se muestran las horas promedio anual trabajadas por niveles educativos entre los afectados por el tratamiento y los ajenos al mismo. La cuestión a subrayar en este Gráfico 1 no es tanto que los afectados por el "tratamiento" trabajen en general menos horas, sino más bien que el incremento de horas trabajadas al pasar a niveles superiores de estudio es, en promedio, más pronunciado en el caso de los afectados por el "tratamiento" que en los "no afectados". En particular, nótese el incremento en las horas trabajadas al pasar de EGB a BUP, niveles educativos que, por otro lado, constituyen una gran proporción de la muestra (37% y 12%, respectivamente).

[13] Nótese que el rendimiento de 6,2% correspondiente a salario anual corresponde a la suma del rendimiento del salario-horario (5,8%) más el rendimiento de las horas trabajadas (0,4%).

GRAFICO 1
HORAS ANUALES POR NIVELES EDUCATIVOS. HOMBRES



Bajo esta perspectiva, los elevados rendimientos obtenidos a través de VI que se desprenden del Cuadro 2 cuando la variable dependiente es "log (salario anual)", corresponden a individuos hábiles pero con restricciones financieras o con mayores costos marginales de educación, que teóricamente se vieron fuertemente afectados por la Reforma Educativa de 1970. De no haberse producido la Reforma, estos individuos no habrían invertido en escolaridad. En otras palabras, de la estimación puede deducirse que aquellos individuos que, como consecuencia de la Reforma Educativa incrementaron su nivel de escolaridad, experimentan un rendimiento mayor al del resto de la población, y lo que la estimación por VI capta es la rentabilidad de la inversión educativa para este subgrupo de individuos. Sin embargo, el análisis de las estimaciones de las funciones de ingreso con salario-hora y horas trabajadas, deja patente que el incremento en los rendimientos de los afectados por el tratamiento se debe, sobre todo, a un aumento de las horas trabajadas.

Finalmente, es importante hacer notar que la afirmación de que el "tratamiento" de la Reforma Educativa incrementó las probabilidades de empleo, más que el salario-hora, no se debe aplicar a todos los individuos que son afectados por el "tratamiento", sino únicamente a aquellos que son "cumplidores" (véase el Apéndice 2), esto es, a los que incrementaron su nivel educativo como resultado de la Reforma Educativa, dejando de lado aquellos que, independientemente de la Reforma Educativa, tenían ya decidido su nivel educativo.

Desafortunadamente, no existe manera de determinar los individuos (ni su porcentaje) que dentro de los afectados por la Reforma son "cumplidores".

Este aumento de las probabilidades de empleo que se manifiesta a través del mayor número de horas trabajadas por los "cumplidores" puede operar de diversas formas. Una posibilidad podría ser que los jóvenes más educados como consecuencia de la Reforma desplazasen en el empleo a los jóvenes que también accedieron al mercado laboral con posterioridad a la Reforma, pero que no aprovecharon las mejores posibilidades educativas[14].

4. CONCLUSIONES.

Tradicionalmente, la estimación de los rendimientos de la educación por MCO a partir de una ecuación minceriana de ingresos ha estado sujeta a severas críticas, consecuencia de la falta de consideración tanto del sesgo de habilidad como del de endogeneidad, dado que la habilidad individual no observable podría estar correlacionada con el término de perturbación.

Una manera de resolver el problema de endogeneidad de la educación consiste en estimar la función de ingresos por VI. No obstante, proceder de esta manera en ocasiones provoca ciertos problemas de interpretación de los rendimientos, pues puede darse el caso de que la estimación del rendimiento por VI sea muy diferente a la obtenida por MCO. Una interpretación posible es que el estimador por VI no representa un rendimiento promedio de la educación sino el de un grupo particular muy alejado del promedio muestral, pero fuertemente correlacionado con los instrumentos usados. Esta es la idea que constituye la base del denominado "efecto tratamiento" y que ha sido desarrollada en este artículo.

El "tratamiento" utilizado en este caso ha sido el asociado a la Reforma Educativa de 1970, en cuanto, como se demuestra en el artículo, provocó un significativo incremento en el nivel de escolaridad de los que llevaron a cabo su proceso educativo bajo esta Reforma.

---

[14] Este efecto "desplazamiento" de los menos educados por los más educados ha sido objeto de otros análisis. Véase, por ejemplo, Dolado, *et.* al. (2000).

Las estimaciones de las funciones se realizaron para salarios anuales, salarios por hora y, adicionalmente, horas trabajadas. Nuestros resultados muestran un cambio significativo entre las tasas de rendimiento obtenidas por MCO y VI cuando la función de ingresos se estima con salarios anuales, y un cambio aún mayor, pero de signo contrario, cuando se utilizan salarios-hora. De lo anterior se deduce que el incremento de la rentabilidad de los afectados por el tratamiento obedece menos a un incremento de su salario-horario y más al incremento de las horas trabajadas. De hecho, el grupo "con tratamiento" se caracteriza por trabajar menos horas anuales que la media muestral, lo que puede estar explicado, o bien porque los individuos pertenecientes a este conglomerado están parte de su año laboral en paro, o bien porque han sido inactivos previamente y están en su primer trabajo con una duración menor a un año en el momento de ser encuestados.

Por tanto, la conclusión básica es que, ante incrementos en el nivel educativo del grupo "con tratamiento", éstos experimentan un incremento en su número de horas trabajadas, más que en su salario por hora. Resultado lógico tomando en consideración que se trata de un grupo que tiene la posibilidad de extender sus horas o días trabajados al año, suponiendo que las no trabajadas son involuntarias. En otras palabras, que la Reforma Educativa de 1970 benefició a los individuos afectados, más a través del incremento en sus probabilidades de empleo, que a través de incrementos en su tasa de salarios (si bien esto último también tuvo lugar). Finalmente, nótese que este patrón de comportamiento se presenta con mayor nitidez entre los niveles de EGB y BUP.

Finalmente, y a pesar de que la información disponible sobre escolaridad e ingresos sólo da cuenta del efecto de la Reforma Educativa de 1970, cabe suponer que los efectos de otras reformas en el sistema educativo que faciliten el acceso a la educación de los más capacitados, pueden generar a largo plazo un efecto similar, en el sentido de actuar sobre los grupos de población con restricciones financieras que verán más que compensada en términos de rendimiento esos años extra de estudio.

APÉNDICE 1. EFECTO TRATAMIENTO.

La formalización de esta nueva idea de un "efecto tratamiento" se

realiza en los trabajos de Imbens y Angrist (1994) y Angrist y Imbens (1995)[15]. Como se menciona en el contexto del problema de endogeneidad de la educación en una función de ingreso, una solución plausible consistiría en llevar a cabo un experimento en el cual la escolaridad se asignara aleatoriamente. Aunque ciertamente no es posible efectuar tal tipo de experimentos. Sin embargo, algunos "experimentos naturales" pueden generar variables instrumentales que sirvan para el mismo fin.

El enfoque aplicado en el artículo se refiere al denominado "efecto tratamiento promedio local", cuya idea de identificación y estimación es la siguiente. Sea $Y_0(i)$ la respuesta sin tratamiento del individuo *i* (por ejemplo, el ingreso del individuo *i* cuando no es afectado por el "tratamiento") y $Y_1(i)$ la respuesta con tratamiento. Sea D(i) una variable binaria indicadora del tratamiento. Entonces, es posible observar D(i) y $Y(i) = Y(i)\cdot D(i) = D(i)\cdot Y_1(i) + (1-D(i))\cdot Y0(i)$ para una muestra aleatoria de individuos[16]. El "efecto tratamiento individual" o "efecto causal" se define entonces como $Y_1(i) - Y_0(i)$.

Por otra parte, es posible definir un efecto tratamiento promedio poblacional (ETPP) como la diferencia E(Y1) – E(Y0). Este efecto tratamiento es interpretable como el promedio de las diferencias entre los que reciben y lo que no reciben el tratamiento de todos los individuos de la población. Utilizando las leyes de la probabilidad total es factible reescribir $E(Y_1)$ y $E(Y_0)$ de la siguiente forma:

$$E(Y_1) = E(Y_1/D=1)\cdot P(D=1) + E(Y_1/D=0)\cdot P(D=0)$$

$$E(Y_0) = E(Y_0/D=1)\cdot P(D=1) + E(Y_0/D=0)\cdot P(D=0)$$

No obstante, por medio de los datos es posible identificar únicamente $E(Y_1/D=1)$, $P(D=1)$, $E(Y_0/D=0)$ y $P(D=0)$, pero no así $E(Y_1/D=0)$ y $E(Y_0/D=1)$, salvo que se efectúen supuestos específicos acerca del proceso de selección.

Dada la dificultad de identificar un ETPP, otros efectos tratamiento han aparecido en la literatura al respecto, en particular,

---

[15] Aplicaciones de este nuevo enfoque pueden encontrarse en los propios artículos de referencia y en Ichino y Winter (1999) y Ginther (2000), entre otros.

[16] Nótese que el resultado Y_i depende en todos los casos de las características individuales X, por lo que todo está condicionado a X. Con el objetivo de simplificar la notación no se explicita dicho condicionamiento.

Imbens y Angrist (1994) y Angrist e Imbens (1995) proporcionan otra alternativa: el "efecto tratamiento promedio local" (ETPL)[17]. La identificación de este tratamiento está basado en el supuesto de que la probabilidad de recibir un tratamiento esté afectada por un cambio monótono en una restricción de exclusión. Por otra parte, en Angrist, Imbens y Rubin (1996) se establece el marco teórico para una interpretación del ETPL utilizando Variables Instrumentales: si Z_i es un instrumento dicotómico que determina, a su vez, el resultado del tratamiento, esto es, D_i (Z), y dados ciertos supuestos[18], el ETPL puede interpretarse como un estimador de VI:

$$\frac{E(Y / Z = 1) - E(Y / Z = 0)}{E(D / Z = 1) - E(D / Z = 0)}$$

En nuestro caso, consideramos como fuente dicotómica exógena de variación, Z_i, a la Reforma Educativa de 1970, esto es Z=1 para aquellos individuos cuyo proceso educativo se vio afectado por la Reforma Educativa, y Z=0 para aquellos que no se vieron afectados. Por otra parte, $D_i = S_i$ de forma que

$$E(S_i / Z_i=1) \neq E(S_i / Z_i=0)$$

Finalmente, nótese que el resultado "Y" que es afectado por D=S se establece dentro del esquema de una clásica ecuación minceriana.

Cabe señalar que, teóricamente, los individuos en relación con el tratamiento y la variación exógena o instrumento pueden clasificarse en 4 grupos: 1) aquellos que incrementaron su nivel educativo como consecuencia de la Reforma Educativa (cumplidor), 2) aquellos que no incrementaron su nivel educativo a pesar de la Reforma (nunca tomadores), 3) aquellos que incrementaron su nivel educativo independientemente de la Reforma (siempre tomadores) y 4) aquellos que disminuyeron su nivel educativo por causa de la Reforma (contrarios).

Debido a las restricciones de exclusión los grupos 2) y 3) tienen

[17] Existen otros tipos de efectos tratamiento, además del promedio poblacional y local: el efecto del tratamiento en los afectados y el de Variables Instrumentales local. Para un análisis de las relaciones entre ellos véase Heckman y Vytlacil (2000).

[18] A saber, 1) que los resultados de cada persona i no están relacionados con el status de tratamiento de otros individuos, 2) que Z afecta Y sólo a través de D, 3) que el efecto promedio causal de Z en D es no cero y 4) que $D_i(1) \geq D_i(0)$ para todo *i*.

un efecto causal cero de Z sobre Y. Además, debido al supuesto de monotonía no existen "contrarios". Por lo tanto, el efecto causal promedio de Z en Y es proporcional al efecto causal promedio de S en Y para los "cumplidores".

APÉNDICE 2. EDAD VERSUS EXPERIENCIA EN LA ECUACION DE INGRESOS Y EL CALCULO DE LA TIR.

La ecuación minceriana de ingresos tradicional considera, además de la escolaridad, a la experiencia y a la experiencia al cuadrado como variables explicativas. Como en la mayoría de las ocasiones no existe información sobre la experiencia "real", ha sido práctica común utilizar en su lugar la denominada experiencia "potencial", esto es, la edad menos la escolaridad menos 6. No obstante, este planteamiento genera un problema adicional: si la escolaridad se considera endógena, las otras dos variables de la ecuación de ingreso (la experiencia potencial y su cuadrado) lo serán igualmente. Una manera habitual de resolver este inconveniente ha consistido en sustituir a la experiencia potencial por la variable "edad". Sin embargo, esta alternativa provoca, a su vez, un problema de interpretación en el concepto de "tasa de rendimiento".

En efecto, en el contexto de una ecuación minceriana de ingresos:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot \text{Experiencia}_i + \beta_3 \, \text{Experiencia}^2 + u_i$$

en donde "Y" es el logaritmo de los salarios y "S" la escolaridad, la rentabilidad de la educación se demuestra que viene directamente dada por el coeficiente "β_1" (Véase Becker 1964).

Si en lugar de la variable experiencia se utiliza la edad "E", entonces el coeficiente asociado a la escolaridad deja de constituir una medida directa de la rentabilidad de la educación. Así, efectuando la aproximación:

$$\text{Experiencia} = E - S - 6$$

Y retornando a la ecuación minceriana de ingresos, se obtiene:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot S_i + \beta_2 \cdot (E_i - S_i - 6) + \beta_3 \cdot (E_i - S_i - 6)^2 + u_i$$

Al emplear una ecuación en la que la variable explicativa es la edad en lugar de la experiencia, esto es, una ecuación del tipo:

$$Y_i = \beta_0^* + \beta_1^* \cdot S_i + \beta_2^* \cdot E_i + \beta_3^* \cdot E_i^2 + u_i^*$$

en este caso, la derivada de "Y" con respecto a "S" viene dada por:

$$\partial Y_i / \partial S_i = \beta_1^* = \beta_1 - \beta_2 - 2 \cdot \beta_3 \cdot (E_i - S_i - 6)$$

En consecuencia, esta derivada no ofrece directamente la rentabilidad de la educación. Para obtenerla, al coeficiente "β_1^*" estimado es preciso añadirle el sumando: "$\beta_2 + 2 \cdot \beta_3 \cdot (E-S-6)$".

En el Cuadro A.1 se presenta, a manera de ejemplo, los cálculos efectuados utilizando edad o experiencia. En la primera fila se muestra el valor estimado de β_1, que usualmente se considera el rendimiento de la educación. Empero, si se deriva exactamente de acuerdo a la formulación previa, con experiencia promedio, la tasa de rentabilidad es la que aparece en la segunda fila (6,5%). Finalmente, en la tercera fila se muestra la rentabilidad proveniente de una especificación con edad y su cuadrado. Puede comprobarse que, salvo pequeñas diferencias, al emplear coeficientes estimados se verifica la igualdad:

CUADRO A.1
TASAS DE RENDIMIENTO UTILIZANDO EXPERIENCIA VERSUS EDAD. HOMBRES. SALARIOS ANUALES BRUTOS. EES 95.

COEFICIENTES	
experiencia, experiencia^2	9.2%
experiencia, experiencia2 (ajustado)	6.5%
edad, edad^2	6.2%
diferencia experiencia versus edad	48.1%
TIR	
experiencia, experiencia^2	9.3%
edad, edad^2	11.1%
diferencia experiencia versus edad	-16.2%

$$\beta_1^* = \beta_1 - \beta_2 - 2\cdot\beta_3\cdot(E - S - 6)$$

Es importante resaltar el hecho de que el coeficiente estimado que afecta a la escolaridad, cuando se emplea la edad, es del orden de un 48% menor que cuando se usa la experiencia.

A pesar de la amplia difusión de que gozan las estimaciones de las tasas de rendimiento de la educación basadas directamente en la interpretación de los coeficientes de la ecuación de ingresos, aquellas no dejan de ser más que una aproximación a la verdadera tasa de rendimiento, esto es, a la tasa de descuento o tasa interna de rendimiento (TIR) que iguala el flujo de beneficios con el flujo de costos de todo el ciclo de vida actualizado a un punto dado en el tiempo.

Con el objetivo de explicar esta metodología, considérese 2 niveles de educación, digamos nivel medio (med) y superior (sup). El individuo con nivel medio comenzaría su vida laboral a los 18 años, mientras el de nivel superior a los 23 (véase Gráfico A.1). Si se supone que ambos se retiran a los 65 años, y que el de nivel superior obtiene un mayor ingreso, consecuencia de su mayor escolaridad, éste obtendrá unos beneficios (área "beneficios" en el Gráfico) durante 42 años (eso es, la diferencia salarial, Ysup – Ysec, para cada uno de los 42 años)[19]. No obstante, para llevar a cabo la educación superior, los individuos deben incurrir en dos tipos de costes: en primer lugar, los ingresos dejados de percibir durante 5 años (Ysec) o coste de oportunidad (área "costes de oportunidad" en el Gráfico) y, en segundo lugar, los costes directos de estudiar (Csup y área "costes directos" en el Gráfico). Entonces, la tasa de rentabilidad r es aquella que iguala el flujo de beneficios y costes (de oportunidad y directos) descontados a un punto en el tiempo, esto es, la r que se obtiene de resolver la siguiente ecuación[20].

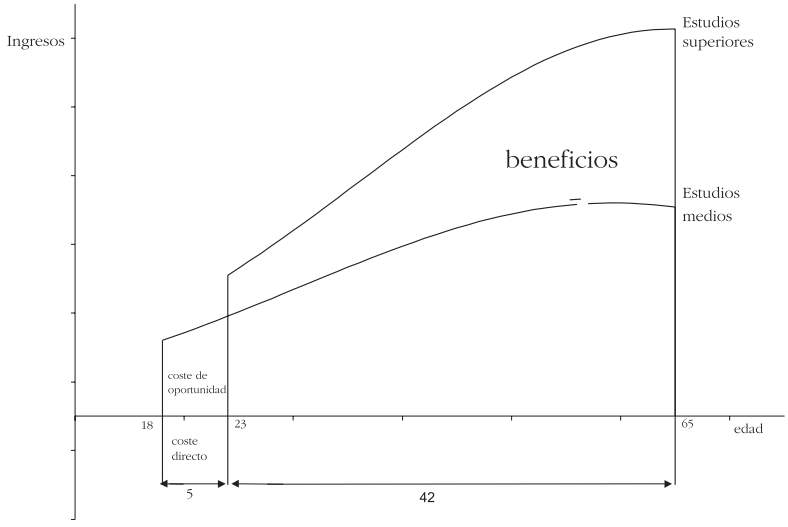
---

[19] Los ingresos salariales (Y) corresponden a los valores predichos derivados de una función de ingresos, que bien puede ser una sola función con variables *dummies* (una por nivel educativo), o bien una función para cada nivel educativo en consideración. La primera alternativa impondría la misma forma en el perfil edad-ingreso a todos los niveles (dado que compartirían los mismos coeficientes de experiencia o edad), mientras que la segunda alternativa permitiría que cada nivel educativo tuviera su forma particular de perfil edad-ingreso.

[20] Cabe hacer notar que cuando se calculan tasas privadas de rendimiento, los costes directos (C_{sup}) incluyen únicamente el coste de la matrícula y del material escolar. Sin embargo, cuando se trata de calcular tasas sociales de rendimiento, C_{sup} debe incluir el coste público de la financiación de dicho ciclo educativo.

$$\sum_{t=1}^{42} (Y_{sup} - Y_{med})_t (1 + r)^{-t} = \sum_{t=1}^{5} (Y_{med} + C_{sup})_t (1 + r)^t$$

GRAFICO A.1
PERFILES EDAD-INGRESO.



A pesar de que esta metodología está diseñada expresamente para la rentabilidad entre dos niveles educativos, es posible aplicarla a una función con escolaridad continua, simplemente calculando los valores predichos para cada año adicional de estudios, calculando su TIR correspondiente y, finalmente, promediando dichas TIR.

En la segunda parte del Cuadro A.1 se muestran las TIR asociadas a unos ingresos predichos derivados de una función que utiliza "experiencia" y otra que utiliza "edad". En el primer caso, la TIR resultante es 9,3%, que coincide prácticamente con la tasa obtenida a partir de los coeficientes de una ecuación con "experiencia". Sin embargo, en el segundo caso la TIR es 11.1%, tasa que dista bastante de la obtenida con coeficientes de una ecuación con "edad". De lo anterior se puede concluir que la aproximación a la TIR a partir de una función minceriana dependerá de si ésta utiliza "experiencia" y

su cuadrado, o bien "edad" y su cuadrado. En el primer caso la aproximación es muy adecuada, pero en el segundo caso no lo es.

APÉNDICE 3. MÉTODO DE GAREN.

La idea básica de este método es la siguiente: a partir de un conjunto de elecciones educativas {S = 0,1,2...n} y a suponiendo que éstas determinan de manera distinta los ingresos (Y), el sistema de ecuaciones de ingresos se puede expresar como:

$$Y = a_0 + b_0 X_1 + e_0 \quad \text{si} \quad S = 0$$
$$Y = a_1 + b_1 X_1 + e_1 \quad \text{si} \quad S = 1$$
$$\vdots$$
$$Y = a_n + b_n X_1 + e_n \quad \text{si} \quad S = n$$

donde X_1 es un conjunto de variables que afecta el ingreso y e_j representa la heterogeneidad no observable. Cuando n es muy grande, una aproximación plausible del anterior sistema es:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 S + \beta_3 X_i^2 + \beta_4 S^2 + \beta_5 S \cdot X_1 + e + \phi \cdot S$$

donde $e + \phi \cdot S$ es una aproximación a las e_j's, que de esta manera permite que la heterogeneidad no observable tenga diferentes efectos en "'Y", dependiendo de la elección de S. Por este último motivo, esto es, por ser la escolaridad una variable de elección, se desprende que ésta es endógena. En consecuencia, Garen deriva una ecuación para S a partir de un modelo de maximización del ingreso neto esperado (ingreso total menos el costo de adquirir el nivel educativo correspondiente) basada en la elección de S. La expresión es:

$$S = \pi_0 + \pi_1 X_1 + \pi_2 X_2 + \eta$$

donde X_2 es un vector de variables que afecta el coste de adquirir el nivel educativo S y $\eta = -\phi/2\beta_4$. Estas dos ecuaciones forman un sistema que, sin embargo, y dada la estructura triangular, produce un valor esperado de los residuos diferente de cero y, por tanto, una

estimación MCO inconsistente. La solución consiste en obtener estimadores consistentes de η a partir de los residuos de la ecuación de escolaridad, esto es, $\hat{\eta} = S - (\hat{\pi}_0 + \hat{\pi}_1 X_1 + \hat{\pi}_2 X_2)$ y, posteriormente, sustituir $\hat{\pi}$ en la ecuación de salarios. De esta manera, la estimación consistiría en aplicar MCO a la siguiente ecuación:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 S + \beta_3 X_1^2 + \beta_4 S^2 + \beta_5 \cdot S \cdot X_1 + \gamma_1 \hat{\eta} + \gamma_2 \hat{\eta} \cdot S + \theta$$

BIBLIOGRAFÍA

Angrist, J. D. y G. Imbens (1995), "Two-Stage Least Squares Estimation of Average Causal Effects in Models with Variable Treatment Effect", *Journal of the American Statistical Association*, 90, págs. 431-442.

Angrist, J. D., G. Imbens y D. B. Rubin (1996), "Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables", *Journal of the American Statistical Association*, 91, págs. 444-455.

Angrist, J. D. y A. B. Krueger (1991), "Does compulsory school attendance effect schooling and earnings?", *Quarterly Journal of Economics*, 106, págs. 979-1014.

Angrist, J. D. y A. B. Krueger (1995), "Split-Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, págs. 225-235.

Barceinas, F., J. Oliver, J. L. Raymond y J. L. Roig (2000), "Los rendimientos de la educación y la inserción laboral en España", *Papeles de Economía Española*, 86, págs. 128-149.

Becker, G. (1964), Human Capital, New York, National Bureau of Economic Research.

Blackburn, M. y D. Neumark (1991), "Omitted-ability bias and the increase in the return to schooling", NBER, Working Paper 3693, Cambridge, M.A.

Blackburn, M. y D. Neumark (1995), "Are OLS estimates of the return to schooling biased downward? Another look", *Review of Economics and Statistics*, 77, págs. 217-229.

Bound, J., D. A. Jaeger y R. M. Baker (1995), "Problems With Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variables is Weak", *Journal of the American Statistiscal Association*, 430, págs. 443-450.

Brunello, G. y R. Miniaci (1999), "The economic return to schooling for Italian men. An evaluation based on instrumental variables", *Labour Economics*, 6, págs. 509-519.

Butcher, K. F. y A. Case (1994), "The effect of sibling sex composition on women's education and earnings", *Quarterly Journal of Economics*, 109, págs. 531-563.

Card, D. (1993), "Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling", NBER, Working Paper 4483, Cambridge, M.A.

Card, D. (1995), "Earnings, Schooling, and Ability Revisited", *Research in Labor Economics*, Vol. 14, págs. 23-48.

Card, D. (1999), "The causal effect of Education on Earnings", en Ashenfelter O. y D. Card (ed.) *Handbook of Labour Economics*, Volume 3, North-Holland.

Dolado, J. J., F. Felgueroso y J. F. Jimeno (1999), "Explaining Youth Labor Market Problems in Spain, Crowding-Out, Institutions, or Technology Shifts?", Documento de Trabajo 2000-09, FEDEA.

Garen, J. (1984), "The return to schooling, A selectivity bias approach with a continuous choice variable", *Econometrica*, 52, págs. 1199-1218.

Ginther, D. K. (2000), "Alternative estimates of the effect of schooling on earnings", *The Review Of Economics and Statistics*, 82, págs. 103-116.

Harmon, C. y I. Walker (1995), "Economic return to schooling for the UK", *American Economic Review*, 85, págs. 1278-1286.

Heckman, J. J. y E. Vytlacil (2000), "The relationship between treatment parameters within a latent variable framework", *Economics Letters*, 66, págs. 33-39.

Ichino, A. y R. Winter-Ebmer (1999), "Lower and Upper Bounds of Return to Schooling", *European Economic Review*, 4-6, págs. 889-901.

Imbens, G. y J. D. Angrist (1994), "Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects", *Econometrica*, 62, págs. 467-475.

Imbens, G. y D. Rubin (1997), "Estimating Outcome Distributions for Compliers in Instrumental Variables Models", *Review of Economic Studies*, 64, págs. 555-574.

Pedró, F. (1988), "Higher Education in Spain, setting the conditions for an Evaluative State", *European Journal of Education*, 1/2.

Psacharopuolos, G. (1973), "Return to Education, an International Comparison" Joessey-Bass, Elsevier.

Uusitalo, R. (1999), "Return to education in Finland", *Labour Economics*, 6, págs. 569-580.

Abstract

OLS estimations of returns to education can be inconsistent due to the endogeneity of the "schooling" variable. Estimating these ones by instrumental variables has turned out to be a popular way used to solve the problem. However, it has been demonstrated that these assessments may be reflecting the returns of a specific group of the community, which is known as "treatment" effect. Considering this, returns to education related to the "treatment" effect caused by the 1970's Educative Reform in Spain has been estimated. The main result is that the group that might supposedly have been benefited by the Reform (talented individuals with financial restrictions) obtained a very much higher average return of the investment in education than the rest of the groups of the population, mainly because the impact over the worked hours.

La medición de la NAIRU en la economía española*

ÁNGEL ESTRADA
IGNACIO HERNANDO
DAVID LÓPEZ-SALIDO

Banco de España

1. INTRODUCCIÓN

La descomposición de la tasa de desempleo en sus componentes cíclico y estructural no es un ejercicio cuyo interés sea exclusivamente académico. La desviación del desempleo de su tasa natural (es decir, el componente cíclico) es uno de los ingredientes que habitualmente aparecen en las discusiones sobre política monetaria. En estas discusiones, la tasa natural (o componente estructural) se entiende generalmente como aquella tasa que es compatible con una inflación estable, y para referirse a este concepto se utiliza el término NAIRU (acrónimo en inglés para tasa de desempleo no aceleradora de la inflación). El marco analítico sobre el que descansa el concepto de NAIRU está basado en una relación del tipo curva de *Phillips* que liga la inflación no anticipada con algún tipo de medida del grado de holgura en el mercado de trabajo. Como Stiglitz (1997) ha sugerido recientemente, la valoración de la utilidad de este concepto desde un

* Agradecemos los comentarios y sugerencias de Ravi Balakrishnan, Olympia Bover, José María Bonilla, Pilar García-Perea, Javier Vallés, un evaluador anónimo y, en especial, los de Javier Andrés. Las opiniones expresadas en este trabajo son exclusivamente de los autores y no coinciden necesariamente con las del Banco de España.

punto de vista de política económica requiere tener en cuenta tres factores: en primer lugar, la relevancia de la medida de holgura en el mercado de trabajo como indicador cíclico útil para predecir cambios en la inflación; en segundo lugar, la posibilidad de disponer de variables que aproximen los factores determinantes de la evolución de la NAIRU; y, finalmente, la evaluación del grado de incertidumbre en torno a las estimaciones.

Este trabajo aborda la cuestión de la medición de la NAIRU en la economía española, tratando de documentar cómo ha evolucionado a lo largo de las dos últimas décadas. El trabajo ofrece una revisión de metodologías alternativas desarrolladas en la literatura para medir la NAIRU y compara los diferentes resultados obtenidos en su aplicación para la economía española[1]. Por tanto, tratamos de reunir conjuntos de evidencia alternativos con una contribución adicional: la comparación de los resultados obtenidos para el conjunto de la economía con los resultados alcanzados para el sector privado. En concreto, este último nivel de agregación resulta ser más adecuado para la estimación de ecuaciones de precios y salarios durante el período 1980-1999.

En la sección 2 de este trabajo se revisan los métodos univariantes empleados para la medición de la NAIRU. Estos métodos son procedimientos puramente estadísticos diseñados para descomponer la serie temporal del desempleo observado en un componente permanente (que asociamos con el concepto de NAIRU) y un componente transitorio (que captura los movimientos cíclicos en el desempleo). Por supuesto, estos métodos univariantes están vacíos de contenido económico y su uso para la medición de la NAIRU no está en consonancia con su definición. El marco teórico que subyace a este concepto es ignorado completamente cuando se utilizan estas técnicas de filtrado univariante.

Posteriormente, la sección 3 aborda la discusión de un segundo enfoque para la medición de la NAIRU que está más basado en la teoría económica. Este enfoque descansa en la existencia de una rela-

[1] Fabiani y Mestre (2000) ofrecen una revisión similar para el área del euro y McAdam y Mc Morrow (1999) presentan estimaciones de la NAIRU, obtenidas mediante la utilización de metodologías alternativas, para Estados Unidos, Japón y la Unión Europea (UE-15). Estimaciones previas de la NAIRU para la economía española pueden encontrarse en: Direccion General de Previsión y Coyuntura (1991), De Lamo y Dolado (1993) y Rodríguez (1995). Gómez y Usabiaga (1998) ofrecen una revisión de la literatura empírica sobre la NAIRU para la economía española.

ción estable del tipo curva de *Phillips* ampliada. En este marco teórico, la NAIRU se define como el valor del desempleo que es consistente con la existencia de una relación entre la inflación no anticipada y la desviación del desempleo con respecto a la NAIRU. La curva de *Phillips* se estima utilizando distintas medidas de las expectativas de inflación y, además, se consideran supuestos alternativos que posibilitan la identificación de la NAIRU cuando se permite que ésta tenga variación temporal. Este enfoque, aunque no carece de fundamentación teórica, no investiga cuáles son los posibles determinantes de la NAIRU. Los resultados basados en este enfoque son bastante insatisfactorios. La estimación conjunta de la pendiente de la curva de Phillips y de la NAIRU está sujeta a un *trade-off* empírico. Así, por un lado, cuando se estima una curva de *Phillips* con pendiente negativa se obtiene una NAIRU inaceptable y, por otro, en las estimaciones más satisfactorias de la NAIRU se obtiene una pendiente positiva de la curva de *Phillips*.

Algunos de los problemas asociados con el enfoque anterior tienen su origen en la importancia que los movimientos de medio plazo (esto es, la persistencia) han tenido en la determinación del perfil temporal tanto de la inflación como del desempleo en la economía española a lo largo de las dos décadas pasadas. Para tener en cuenta este factor, en la sección 4 se ofrecen estimaciones de la NAIRU basadas en modelos estructurales de vectores autorregresivos (SVAR). Dentro de este marco metodológico, se emplean restricciones de identificación de largo plazo que están basadas en restricciones que modelos estilizados del mercado de trabajo imponen en la dinámica conjunta del desempleo y de otras variables, para separar perturbaciones transitorias y permanentes. En este contexto, la NAIRU se obtiene mediante la acumulación de los *shocks* estructurales que tienen un efecto permanente sobre el desempleo. En otras palabras, la NAIRU se define como la tasa de desempleo que prevalecería si solo los *shocks* que tienen un efecto permanente sobre el desempleo se tuvieran en cuenta. Este enfoque representa un primer paso en la dirección de los métodos estructurales, en la medida que trata de identificar aquellos *shocks* que están detrás de la evolución del desempleo. Sin embargo, por un lado, no ofrece una clara vinculación entre las innovaciones en el desempleo y otras variables observables y, por otro lado, la incertidumbre asociada a la NAIRU, aunque menor que en el enfoque basado en la estimación de la curva de

Phillips, es todavía importante.

En un enfoque más estructural, la NAIRU se define como la tasa de desempleo de equilibrio que surge de la resolución de un sistema de ecuaciones de precios y salarios. Utilizando este enfoque, en la sección 5 se presentan, en primer lugar, las ecuaciones de precios y salarios de largo plazo que determinan la NAIRU como la solución del sistema. Además, se presenta la dinámica de corto plazo de ambas ecuaciones basada en una aproximación *backward-looking*. Dado que la NAIRU es una función de las variables que aparecen en el sistema, este método presenta la ventaja de identificar aquellas variables del mercado de trabajo que están detrás de los cambios en el desempleo.

Finalmente en la sección 6, se ofrece una comparación de las estimaciones de la NAIRU para la economía española obtenidas utilizando las diferentes metodologías descritas en el trabajo, junto con una estimación alternativa de la NAWRU (calculada por la OCDE). Nuestro análisis muestra cómo estos diferentes enfoques ofrecen estimaciones puntuales de la NAIRU significativamente diferentes. Además, en los casos en que está disponible alguna medida de precisión de las estimaciones (estimaciones basadas en la curva de *Phillips* o en modelos SVAR), el grado de incertidumbre no es desdeñable. Por tanto, nuestra conclusión es que la valoración de la utilidad del concepto de NAIRU como referencia para orientar la discusión y el análisis de la política macroeconómica esta lejos de ser unánime, dado el estado actual de la investigación económica en esta área. Dos conclusiones adicionales pueden sintetizarse como sigue. En primer lugar, todas las estimaciones de la NAIRU muestran un aumento sustancial entre 1981 y 1985, y una caída durante la última fase expansiva de la economía española que ha sido muy similar a la experimentada por la tasa de desempleo observada. En segundo lugar, los resultados del enfoque estructural apuntan hacia tres factores como motores de los cambios en la NAIRU durante el período muestral: el *mark-up* de precios, la ratio de reemplazamiento y los cambios en el sistema impositivo.

2. MÉTODOS UNIVARIANTES PARA LA ESTIMACIÓN DE LA NAIRU

En esta sección, se describen varios procedimientos exclusiva-

mente estadísticos en los que se obtiene la NAIRU utilizando solamente la información contenida en el comportamiento univariante de la tasa de desempleo observada. Estos métodos permiten descomponer la serie de desempleo en sus componentes permanente (en general, no estacionario) y transitorio (estacionario y que recoge las fluctuaciones cíclicas). Bajo este enfoque, el concepto de NAIRU se identifica con el componente permanente de la serie de desempleo. Por tanto, estos métodos suponen la existencia en el mercado de trabajo de mecanismos subyacentes que, después de cada perturbación, devuelven al desempleo a su tendencia, de modo que se garantiza que el desempleo fluctúa alrededor de la NAIRU. Las limitaciones de este enfoque son bien conocidas. En primer lugar, se necesita imponer restricciones a priori sobre el proceso estocástico subyacente para la NAIRU. En segundo lugar, estos métodos no utilizan ninguna información sobre la evolución de la inflación ni sobre variables del mercado de trabajo, de modo que no garantizan que la estimación del componente tendencial se corresponda con el concepto de NAIRU. Finalmente, no es posible evaluar la incertidumbre asociada a las estimaciones de la NAIRU.

En la literatura se han propuesto un número considerable de técnicas de filtrado que persiguen la identificación de los componentes transitorio y permanente de una serie temporal. En esta sección hemos seleccionado dos, probablemente los de uso más común: el filtro de *Hodrick-Prescott* (H-P) –Hodrick y Prescott (1997)- y el filtro *Band-Pass* (B-P) –Baxter y King (1999)-. Estos dos métodos identifican el componente permanente como una media móvil de los valores desfasados y adelantados de la serie temporal observada. Algunos parámetros arbitrarios permiten seleccionar la amplitud de la media móvil y, de este modo, determinar el grado de suavizado que caracteriza al componente tendencial del desempleo. Mientras que el filtro H-P elimina los componentes de alta frecuencia al calcular las desviaciones respecto a la tendencia (de modo que los términos de ruido e incluso los estacionales puedan seguir presentes), el filtro B-P elimina tanto los componentes de alta como de muy baja frecuencia (incluyendo no solo el componente más residual de la serie sino también el componente estacional).

Ambos métodos utilizan medias móviles simétricas para el cálculo de las tendencias, lo que suscita un problema específico al final del período disponible. Dado que estos métodos utilizan, para cual-

quier período, información de valores adelantados y desfasados, a medida que nos aproximamos al final del período la información adelantada se reduce, de modo que las estimaciones son más imprecisas y pueden modificarse sustancialmente con la disponibilidad de nueva información. Para minimizar esta limitación, seguimos las recomendaciones de Kaiser y Maravall (1999), aplicando estos filtros a la serie de desempleo extendida con las proyecciones univariantes. Para obtener una estimación de la NAIRU, aplicamos estas técnicas de filtrado a la serie observada de desempleo[2] con los parámetros de suavizado habituales. Como la serie de desempleo es trimestral, elegimos λ=1600 en el filtro H-P con el fin de eliminar los ciclos de entre 2 y 8 años. En el filtro B-P eliminamos las fluctuaciones de entre 2 y 32 trimestres, y el orden de la media móvil es de 24 trimestres. Dado el valor de estos parámetros no es sorprendente que los resultados de las estimaciones de la NAIRU utilizando ambos procedimientos sean muy similares. En ambos casos se observa una NAIRU que evoluciona de forma muy próxima al desempleo observado. Por tanto, la NAIRU estimada parece ser muy sensible al ciclo.

El poder predictivo de la "brecha de desempleo" sobre la inflación

Como ya se ha mencionado, uno de los inconvenientes de estos métodos es que no utilizan información sobre la evolución de la inflación. Por tanto, es muy conveniente contrastar si el componente tendencial de la inflación es un buen indicador de la NAIRU. Con este objetivo, hemos estimado curvas de *Phillips* tradicionales contrastando si las desviaciones del desempleo con respecto a la NAIRU estimada (desempleo cíclico o "brecha de desempleo") adelantan la dinámica de la inflación. En este caso, la especificación estimada es la siguiente:

$$\pi_t - \pi_t^e = B(L)(u_{t-1} - u^*_{t-1}) + C(L)(\pi_{t-1} - \pi^e_{t-1})\varepsilon_t \qquad (1)$$

donde π representa la tasa de inflación, π^e la inflación esperada, u la tasa de desempleo, u^* la NAIRU, B(L) y C(L) son polinomios de retardos y ε es un término de error serialmente incorrelado[3].

---

[2] Alternativamente, hemos utilizado la serie de desempleo ajustada de factores demográficos. En la medida en que, para el período muestral considerado, es muy similar al desempleo observado, los resultados no dependen de esta elección y, por tanto, no se presentan para ahorrar espacio.

[3] Este ejercicio puede entenderse en términos de cómo las desviaciones del desempleo con respecto a la NAIRU actúan como predictores de la inflación futura.

En el Cuadro 1 se presentan los resultados (valores-p) de los contrastes de significación conjunta de los coeficientes de la "brecha de desempleo" en las estimaciones de la curva de *Phillips* (es decir, los coeficientes del polinomio de desfases B(L)). La robustez de los resultados se contrastó utilizando diferentes indicadores de inflación de precios (IPC, IPC subyacente, IPC subyacente ajustado por cambios en la imposición indirecta y deflactor del PIB), diferentes indicadores de inflación salarial (encuesta de salarios, salarios de Contabilidad Nacional) y el valor desfasado de la inflación como una aproximación de las expectativas de inflación[4].

CUADRO 1
PODER PREDICTIVO DE LAS DESVIACIONES CON RESPECTO A LA NAIRU. MODELOS UNIVARIANTES

$$\pi - \pi_{t-1} = b_1 (u_{t-1} - u^*_{t-1}) + b_2 (u_{t-2} - u^*_{t-2}) + b_3 (u_{t-3} - u^*_{t-3}) + b_4 (u_{t-4} - u^*_{t-4}) + C(L)\Delta\pi_{t-1}$$

$$H^1_0 : b_1 = b_2 = b_3 = b_4 = 0 \; ; \; H^2_0 : b_1 + b_2 + b_3 + b_4 = 0 \; ;$$

		IPC	IPC Subyacente	IPC subyacente sin impuestos indirectos	Deflactor PIB	Salarios (ES)	Salarios (CNT)
HP	H^1_0	0,77	0,59	0,87	0,96	0,79	0,02
	H^2_0	0,86	0,66	0,82	0,48	0,98	0,57
BP	H^1_0	0,78	0,56	0,84	0,97	0,78	0,01
	H^2_0	0,73	0,56	0,68	0,60	0,78	0,36

Notas: Las cifras indican los valores-p de la hipótesis especificada.

Este ejercicio sugiere que estas medidas de desempleo cíclico –basadas en los métodos univariantes de estimación de la NAIRU- carecen de poder predictivo sobre la inflación de precios o de salarios. Estos resultados solo mejoran ligeramente cuando se utiliza una medida subyacente de inflación de precios o, en el caso de inflación salarial, cuando se utiliza información procedente de las Cuentas Nacionales. Alternativamente, la utilización de modelos univariantes para la construcción de las expectativas de inflación apenas ayuda a incrementar el poder predictivo de la "brecha de desempleo". Finalmente, los signos alternantes de la "brecha de desempleo"[5] ímplicita en la curva de *Phillips* pueden tener dos explicaciones dife-

[4] Los resultados son robustos a la estimación con otros valores para los parámetros de suavizado o a la obtención de las expectativas de inflación utilizando un modelo ARIMA. Véase Apéndice 2 en Estrada *et al.* (2000).

rentes: por un lado, pueden estar poniendo de manifiesto un mecanismo de histéresis y, en segundo lugar, pueden reflejar un patrón cíclico espúreo del desempleo inducido por el procedimiento de filtrado.

3. MEDICIÓN DE LA NAIRU A PARTIR DE LA ESTIMACIÓN DE UNA CURVA DE PHILLIPS

La aproximación convencional para la estimación de la NAIRU descansa en la existencia de una relación estable del tipo curva de *Phillips* (un ejemplo reciente es Staiger *et al.*, 1997). En este marco metodológico, la NAIRU se define como el valor del desempleo que es consistente con la existencia de una relación estable entre la inflación no anticipada y la desviación del desempleo con respecto a la NAIRU (u*). Una especificación general para esta aproximación sería:

$$\pi_t - \pi^e_t = B(L)\,(u_{t-1} - u^*_{t-1}) + C(L)(\pi_{t-1} - \pi^e_{t-1}) + D(L)z_t + \varepsilon_t \qquad (2)$$

donde z_t es un vector de variables que aproximan perturbaciones de oferta y $D(L)$ es un polinomio de retardos. Los regresores adicionales z_t se incluyen para controlar por los shocks de oferta que inducirían un desplazamiento de la curva de *Phillips*. La ecuación (2) puede ser estimada para definiciones alternativas de inflación, expectativas de inflación y desempleo. Además, se necesitan algunos supuestos adicionales si se quiere identificar una NAIRU que varíe en el tiempo. En nuestra especificación básica, utilizamos datos de inflación (IPC) y desempleo observado y consideramos el modelo de "paseo aleatorio" para las expectativas de inflación (esto es, la inflación esperada es igual a la inflación del último período). Siguiendo a Staiger *et al.* (1997), consideramos cuatro modelos estadísticos alternativos para la NAIRU: NAIRU constante, NAIRU truncada, *spline* NAIRU y NAIRU de parámetro variable (NAIRU-TVP). Más formalmente, estos modelos adoptan los siguientes supuestos para la NAIRU:

---

[5] En estas estimaciones de la curva de *Phillips*, solo los dos primeros desfases de la NAIRU son casi significativos, ambos con un coeficiente de tamaño similar en valor absoluto, pero el primero con un signo negativo y el segundo con un signo positivo.

$$u^*_t = u \qquad \text{para todo t} \qquad (3a)$$

$$u^*_t = u \qquad \text{si } t_{i-1}, < t \leq t_i \qquad i = 1,...l \qquad (3b)$$

$$u^*_t = \Phi' S_t \qquad (3c)$$

$$u^*_t = u^*_{t-1} + \eta_t,\ \eta_t \text{ IID } N(0, \sigma^2_\eta),\ E\eta_t\varepsilon_\tau = 0\ \forall t,\tau \qquad (3d)$$

El primero de estos modelos (ecuación [3a]) supone que la NAIRU no cambia en el tiempo. Los tres modelos restantes emplean supuestos estadísticos alternativos que permiten que la NAIRU muestre variación temporal[6]. En el modelo truncado (ecuación [3b]), la NAIRU es constante entre las fechas de ruptura (t_i). Dado nuestro período muestral (1980-1999), consideramos solamente un punto de ruptura (1985:1). En el modelo spline (ecuación [3c]), la NAIRU se aproxima por medio de una función determinística del tiempo (S_t). En nuestro caso, consideramos un polinomio temporal de tercer orden con dos puntos de ruptura (1985:1 and 1990:1). Finalmente, en el modelo NAIRU-TVP (ecuación [3d]), la NAIRU sigue un proceso de paseo aleatorio y se permite que varíe dentro de ciertos límites en cada período. El límite en el tamaño de la variación viene dado por la desviación típica σ_η[7].

El Cuadro 2 presenta los resultados de la estimación de la ecuación [2] para los tres supuestos estadísticos alternativos sobre la NAIRU (ecuaciones [3a] a [3c]). Para controlar por la posible existencia de perturbaciones de oferta, introducimos tres variables adicionales en la especificación de la curva de *Phillips*. Primero, la diferencia entre la inflación asociada a los alimentos no elaborados y la inflación del IPC general (PF_CPI); segundo, la diferencia entre la inflación asociada a los productos energéticos y la inflación del IPC general (PE_CPI); y, finalmente, la diferencia entre la inflación de los productos importados no energéticos y la inflación del IPC general (IVU_CPI) . En la primera fila del Cuadro 2 se presenta la suma de los coeficientes estimados de los desfases del desempleo en la ecuación

---

[6] Como alternativa a estos supuestos estadísticos, pueden emplearse supuestos basados en la teoría económica para identificar una NAIRU cambiante en el tiempo. Con este objetivo, la ecuación [2] podría estimarse modelizando la NAIRU como una función de variables observables del mercado de trabajo (ver Staiger *et al*., 1997). En la sección 5 de este artículo seguimos esta aproximación en el contexto más amplio de la estimación de ecuaciones de precios y salarios. De hecho, la expresión [2] puede ser considerada como una forma reducida de un modelo estructural de fijación de precios y salarios.

[7] Véase Gordon (1997), para una presentación más detallada del modelo de NAIRU-TVP.

[8] Inicialmente se incluyeron cuatro desfases de cada variable explicativa. No obstante, en las especificaciones finales se eliminaron los desfases no significativos.

[2]. Las filas siguientes muestran la NAIRU estimada para aquellos trimestres en los que el desempleo observado alcanza un máximo o un mínimo local y para el último trimestre de nuestra muestra.

CUADRO 2
ESTIMACIONES DE LA NAIRU BASADAS EN LA CURVA DE PHILLIPS

	(a)	(b)	(c)
Modelo	NAIRU Constante	NAIRU Discontinua	Spline NAIRU
B (1)	-0,116	-0,183	0,280
	(0,055)	(0,098)	(0,236)
Estimaciones de la NAIRU			
1982:1	17,98	14,95	14,00
	(1,48)	(2,41)	(2,33)
1986:1	17,98	19,37	23,84
	(1,48)	(1,32)	(3,53)
1991:2	17,98	19,37	15,70
	(1,48)	(1,32)	(1,88)
1994:1	17,98	19,37	21,49
	(1,48)	(1,32)	(1,25)
1999:3	17,98	19,37	11,58
	(1,48)	(1,32)	(4,72)
R^2	0,816	0,818	0,739

Notas: Errores estándar entre paréntesis. Estos errores estándar están calculados utilizando el método delta ya que la NAIRU se obtiene como una función no lineal de los coeficientes de la regresión.

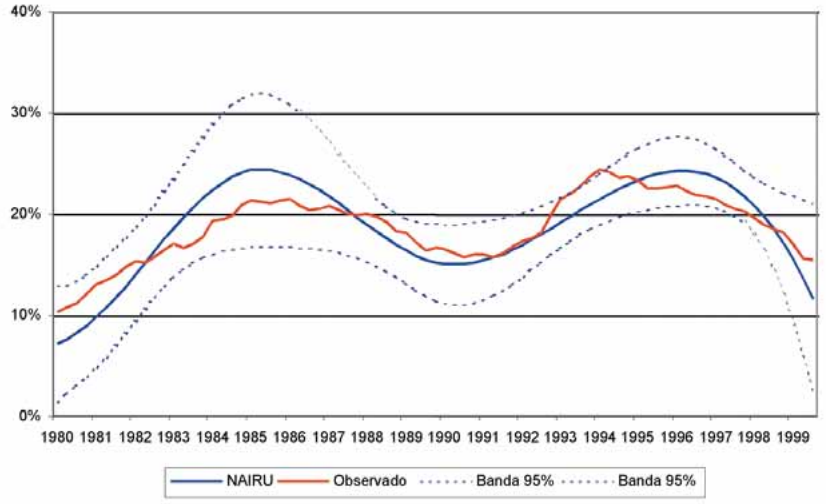
Aunque la idea de que la NAIRU sea constante no es muy realista, sí permite disponer de un punto de referencia con el que comparar estimaciones alternativas. A este respecto, conviene realizar dos comentarios. En primer lugar, el perfil temporal de los signos de la "brecha de desempleo" obtenido a partir de la estimación de una NAIRU constante, no difiere sustancialmente del obtenido con las técnicas de filtrado univariantes. En segundo lugar, el ajuste del modelo de NAIRU constante no es significativamente menor que el ajuste de los modelos que permiten la variación temporal de la NAIRU. Esto pone de manifiesto la importancia de la incertidumbre que rodea a estas estimaciones.

En la estimación del modelo de NAIRU discontinua, la elección de las fechas de ruptura no es trivial. En nuestro caso, dado el corto

período muestral disponible, optamos por considerar solamente un punto de ruptura (el primer trimestre de 1985). Los resultados en términos de la bondad de ajuste, la precisión de las estimaciones y los signos de las "brechas de desempleo" implícitas no difieren sustancialmente con respecto a las estimaciones del modelo de NAIRU constante. En el Cuadro 2 se observa que la pendiente de la curva de *Phillips*, B(1), es negativa y significativa, excepto para el modelo *spline*. En ese caso, B(1) no es significativamente distinto de cero. Este resultado es de especial interés pues, en tal caso, no es posible identificar la NAIRU a partir de la curva de *Phillips* estimada[9].

En el Gráfico 1 se muestra la serie temporal de la NAIRU estimada para esta especificación así como el correspondiente intervalo de confianza (al 95%). Como sugiere este gráfico, la incertidumbre asociada con el modelo *spline* es enorme: el rango de las bandas de confianza al 95% oscila entre 5 y 18 puntos porcentuales a lo largo del período muestral. Este es precisamente el punto enfatizado por Staiger *et al.*(1997).

GRÁFICO 1
INCERTIDUMBRE EN LA ESTIMACIÓN DE LA NAIRU.
MODELO SPLINE



[9] Cuando B(1)=0, el nivel de desempleo no entra en la curva de *Phillips*. Solamente entra en primeras diferencias. Nótese que la ecuación [1] puede escribirse como:

$$\pi_t - \pi^e_t = \mu + B(1)u_{t-1} + B^*(L)\,\Delta u_{t-1} + C(L)(\pi_{t-1} - \pi^e_{t-1}) + D(L)z_t + \varepsilon_t \text{ donde } \mu = -B(1)u^* \text{ y } B^*_t = -\sum_{j=i+1}^{p} B_j$$

En el caso del modelo NAIRU-TVP, el supuesto sobre el tamaño de la desviación típica σ_η determina la volatilidad de las estimaciones de la NAIRU y es, por tanto, un supuesto crucial. En el Cuadro 3 se presentan los resultados del modelo NAIRU-TVP para valores alternativos de σ_η y el Gráfico 2 muestra la evolución temporal de las estimaciones correspondientes de la NAIRU.

CUADRO 3
ESTIMACIONES DEL MODELO NAIRU-TVP.

	(a)	(b)	(c)
Parámetro de suavizado (σ_η)	σ_η=0,01	σ_η=0,02	σ_η=0,03
B (1)	-0,035	-0,126	-0,074
	(0,019)	(0,034)	(0,018)
Estimaciones de la NAIRU			
1982:1	16,88	15,27	18,40
1986:1	18,63	22,80	25,76
1991:2	19,90	19,67	21,25
1994:1	19,19	21,19	21,70
1999:3	17,49	19,21	18,21
R^2	0,821	0,846	0,853

Nota: Entre paréntesis desviaciones estándar.

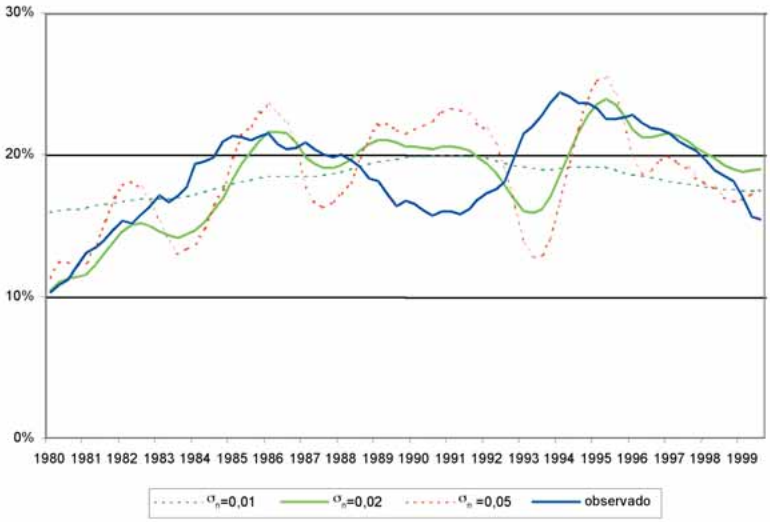
Si elegimos un valor pequeño para la desviación típica (0.01), se observa una NAIRU con un perfil muy suave[10]. Sin embargo, para valores altos de σ_η se obtienen estimaciones de la NAIRU con elevada variación temporal. La práctica habitual es elegir valores bajos de σ_η dado que la evolución de la NAIRU viene determinada por la estructura microeconómica del mercado de trabajo, lo que en principio sugiere que evolucionará con cierta lentitud. Si nos fijamos en el caso en que σ_η=0.02, la NAIRU está bien identificada y exhibe una tendencia creciente desde el comienzo de la muestra hasta el segundo trimestre de 1986. A partir de entonces desciende ligeramente hasta 1991 cuando esta tendencia decreciente se hace más pronunciada. Después de alcanzar un mínimo en el segundo trimestre de 1993, crece acusadamente durante dos años y desde entonces hasta el final

[10] Nótese que cuando σ_η=0 el modelo NAIRU-TVP coincide con el modelo de NAIRU constante

del período muestral decrece gradualmente. Los resultados del modelo NAIRU-TVP son bastante insatisfactorios. Por ejemplo, la estimación de la NAIRU muestra una caída sustancial durante 1992 y parte de 1993, lo que es difícil de justificar a la luz de la evolución del mercado de trabajo en ese período[11].

GRÁFICO 2

NAIRU-TVP. DIFERENTES DESVIACIONES ESTÁNDAR



A la luz del análisis presentado en esta sección puede concluirse que las estimaciones de la NAIRU basadas en el enfoque de la curva de *Phillips* tradicional son bastante imprecisas, ya que, para todos los modelos estimados, existe un amplio rango de valores de la NAIRU que son consistentes con la evidencia empírica. Esta conclusión debe reforzarse si tenemos en cuenta que los intervalos de confianza presentados en esta sección solamente incorporan la incertidumbre aso-

[11]Además, hemos contrastado la sensibilidad de los resultados presentados en los Cuadros 3 y 4 ante diversos cambios en la especificación. En primer lugar, hemos considerado series de inflación calculadas utilizando indicadores alternativos de precios/salarios: IPC excluyendo alimentos no elaborados y energía, IPC excluyendo alimentos no elaborados, energía e impuestos, deflactor del PIB y salarios de Contabilidad Nacional. En segundo lugar, como medida alternativa de expectativas de inflación hemos considerado una predicción AR(4) recursiva. Este análisis de sensibilidad refuerza la conclusión de que el valor del desempleo consistente con una tasa de inflación estable se mide imprecisamente. Los resultados de estos ejercicios de robustez pueden consultarse en el Apéndice 3 de Estrada *et al.* (2000).

ciada a los parámetros –dado un determinado modelo- pero no incluyen la incertidumbre asociada a la elección de la especificación. Además, estos modelos no explican las razones por las que la NAIRU cambia. Las dos secciones siguientes tratan de abordar este último aspecto.

4. UNA APLICACIÓN DE LA METODOLOGÍA SVAR A LA MEDICIÓN DE LA NAIRU

Recientemente, algunos autores han intentado explicar la evolución del desempleo por medio de la utilización de restricciones que modelos estilizados del mercado de trabajo sugieren sobre la dinámica conjunta del desempleo y de otras variables. Este enfoque descansa sobre dos supuestos: en primer lugar, el desempleo en España puede explicarse como el resultado de una combinación de perturbaciones y, en segundo lugar, ciertos mecanismos de histéresis son parcialmente responsables de la persistencia observada en las fluctuaciones del desempleo. Estos supuestos pueden ser adecuadamente incorporados en modelos estructurales de vectores autorregresivos (denominados SVAR, de acuerdo con la terminología inglesa)[12]. No obstante, esta literatura apenas ha contemplado las implicaciones de la metodología SVAR como un instrumento adecuado para el cálculo de los movimientos de largo plazo de la tasa de desempleo como una aproximación al concepto de NAIRU[13]. Se utilizan dos esquemas de identificación alternativos. En el primero, se enfatiza el papel de la inflación en la identificación de las perturbaciones a la NAIRU mientras que el segundo se centra en el papel jugado por los salarios reales para la correcta identificación de las perturbaciones en la demanda y en la oferta de trabajo.

[12] Véanse Dolado y López-Salido (1996, 2000), Andrés *et al.* (1996), Dolado y Jimeno (1997), y Viñals y Jimeno (1997).

[13] Hasta donde alcanza nuestro conocimiento de esta literatura, Astley y Yates (1999) constituyen la única excepción.

4.1. La identificación de los *shocks* a la NAIRU a partir de la dinámica de la inflación y de la producción

Para el caso español, consideramos que una representación estacionaria de inflación, PIB (*y*) y desempleo es aquella en la que estas variables aparecen en primeras diferencias[14]. Esto significa que la tasa de crecimiento del PIB es estacionaria y, por tanto, no cambia permanentemente en respuesta a los *shocks* de inflación. De este modo, el impacto real a largo plazo de la inflación afectaría, si acaso, al nivel de *output* pero no a su tasa de crecimiento. La representación estacionaria de la tasa de desempleo merece una discusión más detallada. La mayoría de los estudios sobre el mercado de trabajo en España hacen hincapié en el papel de la persistencia subrayando que la historia de los *shocks* es crucial para explicar el nivel actual de desempleo[15]. El comportamiento no estacionario del desempleo se ha entendido a veces como un signo de histéresis, haciendo, por tanto, al desempleo actual dependiente de cualquier *shock* acontecido en el pasado y dando lugar a un *trade-off* permanente entre desempleo e inflación. Pero este *trade-off* permanente es difícil de encontrar en los datos y require de supuestos extremos sobre el comportamiento del mercado de trabajo. De aquí que, aunque nosotros sigamos optando por la representación de raíz unitaria para el desempleo estacionario, no impongamos necesariamente que tal *trade-off* existe ni que la raíz unitaria del desempleo venga explicada por las sorpresas de precios. Con el fin de contrastar la robustez de nuestros resultados, en la sección 4.2 presentamos resultados con un esquema de identificación en el que permitimos que las perturbaciones nominales afecten al desempleo en el largo plazo.

Consideremos un modelo VAR con tres variables, en el cual el vector X se define como $\{\Delta\pi, \Delta y, \Delta u\}$. La evolución del sistema viene determinada por tres perturbaciones ortogonales a las que hemos denominado de manera consistente con las restricciones teóricas en las que está basado el proceso de identificación: *shocks* nominales (ε^{π}), *shocks* de oferta (ε^{y}) y *shocks* sobre la tasa natural de desempleo (ε^{u}). Estos *shocks* se definen con cierta imprecisión y pueden ser el

[14] En el Apéndice 1 de Estrada *et al.* (2000) se presenta la definición de las variables así como contrastes de raíces unitarias para estas variables.

[15] Véanse, por ejemplo, Andrés (1993), Bentolila y Dolado (1994), Blanchard *et al.* (1995), Blanchard y Jimeno (1995), Dolado y López-Salido (1996, 2000), y las referencias citadas en estos trabajos.

resultado de un amplio conjunto de innovaciones. Sin embargo, lo que es crucial para el objetivo que aquí se persigue es la capacidad del modelo de aislar el *shock* a la NAIRU, cuyo efecto real en el largo plazo es en lo que estamos interesados. El modelo estructural puede representarse en forma matricial por medio de la siguiente expresión:

$$\begin{pmatrix} \Delta\pi, \\ \Delta y \\ \Delta u \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{11}(1) & c_{12}(1) & c_{13}(1) \\ c_{21}(1) & c_{22}(1) & c_{23}(1) \\ c_{31}(1) & c_{32}(1) & c_{33}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon^{\pi} \\ \varepsilon^{y} \\ \varepsilon^{u} \end{pmatrix} \qquad [4]$$

Para identificar el modelo, se introducen tres restricciones teóricas ampliamente utilizadas en la literatura. En primer lugar, el supuesto monetarista extremo, esto es, que la inflación es un fenómeno fundamentalmente monetario en el largo plazo. Este supuesto significa que la raíz unitaria de la inflación viene determinada por factores nominales (la política monetaria entre ellos) y, por tanto, proporciona dos restricciones en la matriz de multiplicadores de largo plazo: $c_{12}(1)=c_{13}(1)=0$. En segundo lugar, el supuesto de que los shocks monetarios no generan un *trade-off* de largo plazo entre inflación y desempleo [$c_{31}(1)=0$]. Finalmente, de acuerdo con la mayoría de las teorías sobre la tasa natural (Layard *et al.* [1991]), los *shocks* de productividad (*output*) no pueden explicar la raíz unitaria del desempleo: $c_{32}(1)=0$.

Nótese que este conjunto de supuestos proporciona cuatro restricciones de identificación y que, por tanto, el modelo está sobreidentificado[16]. Utilizando datos trimestrales para la economía española correspondientes al período 1980:1-1999:3, estas restricciones basadas en la teoría son conjuntamente rechazadas[17]. La razón estriba en que la correlación de largo plazo observada entre inflación y desempleo no puede ser explicada por los modelos generados con estas restricciones de identificación, ya que con ellas se impone implícitamente que las fuentes de fluctuación en el largo plazo de la inflación y el desempleo sean ortogonales. En otras palabras, mientras que la inflación es explicada exclusivamente por perturbaciones nominales,

[16] Esto es así porque imponemos el supuesto de ortogonalidad de las ε's en el modelo SVAR. Véase una discusión más detallada en el Apéndice 3 de Andrés *et al.* (1998).

[17] El valor del contraste de restriciones de sobreidentificación (que se distribuye como una χ^2 con un grado de libertad) fue de 6,98 (valor-p = 0,008). Véase Roberts (1993) para una descripción de este contraste.

dichas perturbaciones no contribuyen a explicar la tendencia ascendente observada en el desempleo en España. De hecho, todos los modelos que imponen $c_{12}(1)=c_{13}(1)=c_{31}(1)=0$ son rechazados por los datos, con independencia de si en el modelo se introducen restricciones adicionales de largo plazo (i.e. $c_{32}(1)=0$) o restricciones de corto[18].

Con el objetivo de reconciliar eI modelo con los datos, se han considerado dos esquemas de identificación alternativos. En primer lugar, si nuestra estrategia de identificación descansa en el supuesto de que las perturbaciones nominales determinan la inflación en el largo plazo pero permite la existencia en el largo plazo de una curva de *Phillips* con pendiente negativa (es decir, eliminando la restricción $c_{31}(1)=0$), entonces los *shocks* nominales ε^{π} son los únicos responsables de la tendencia común entre inflación y desempleo. Alternativamente, puede suponerse una curva de *Phillips* vertical en el largo plazo pero contemplando la posibilidad de que más de un *shock* afecte al proceso de la inflación en el largo plazo (es decir, eliminando $c_{12}(1)=0$, $c_{13}(1)=0$, o ambas). En otras palabras, en este segundo enfoque la inflación en el largo plazo no viene determinada exclusivamente por perturbaciones nominales. Por tanto, en este caso, la relación de baja frecuencia entre inflación y desempleo viene explicada por perturbaciones reales. En este papel, se utiliza esta segunda alternativa[19].

4.2. Desempleo en el largo plazo, histéresis completa y *shocks* a los salarios reales

La sección anterior ha hecho hincapié en el papel de los movimientos de largo plazo en la inflación en la identificación de los *shocks* a la NAIRU. Utilizando la misma metodología SVAR, algunos autores (ver, por ejemplo, Dolado y López-Salido [1996] y Dolado y Jimeno [1997]) han enfatizado el papel de los salarios reales en la identificación de las fuentes de fluctuación que afectan al desempleo en el largo plazo. De este modo, Dolado y López-Salido utilizan infor-

[18] Este resultado está en línea con los presentados en Dolado y López-Salido (2000), Dolado *et al.* (1999) y Andrés *et al.* (1998).

[19] En Andrés *et al.* (1998) se comparan ambas alternativas.

mación sobre la diferencia entre el crecimiento de los salarios nominales y la inflación para imponer restricciones de largo plazo sobre la dinámica de los salarios reales. En particular, ellos utilizan el siguiente modelo *insider-outsider* para describir la dinámica conjunta de los salarios reales, la producción y el empleo:

$$\begin{pmatrix} \Delta(w - p) \\ \Delta y \\ \Delta u \end{pmatrix}, = \begin{pmatrix} c_{11}(1) & 0 & 0 \\ c_{21}(1) & c_{22}(1) & 0 \\ c_{31}(1) & c_{32}(1) & c_{33}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon^{w-p} \\ \varepsilon^{y} \\ \varepsilon^{u} \end{pmatrix} \qquad [5]$$

donde (w-p) representa los salarios reales. Esta variable real nos permite centrarnos en *shocks* sobre los salarios reales (*shocks* tecnológicos) en lugar de en *shocks* nominales. Por tanto, denominamos a los *shocks* de la expresión [5] del siguiente modo: de demanda de trabajo o tecnológicos (ε^{w-p}), de demanda agregada (ε^{y}), y de oferta de trabajo (ε^{u}). Nótese que no hay *shocks* a la NAIRU, pero el desempleo en el largo plazo se ve afectado por todas las perturbaciones dada la hipótesis de histéresis completa. Como es bien conocido en la literatura sobre el mercado de trabajo, en un contexto de histéresis completa no hay una NAIRU bien definida, sino una tendencia (de largo plazo) para la tasa de desempleo. En la siguiente sección se comparan las estimaciones resultantes de este esquema de identificación con los obtenidos mediante la utilización de la dinámica del *output* y la inflación.

4.3. La medición de los movimientos en la NAIRU

Habiéndose presentado en los dos apartados anteriores el proceso de identificación de los *shocks* estructurales, en este se discute la descomposición del desempleo en sus componentes tendencial y cíclico. Nosotros asociamos el término NAIRU con el componente estacional o de largo plazo de la descomposición multivariante de Beveridge y Nelson (BN) asociada al modelo SVAR. Este análisis está basado en los efectos dinámicos de los diferentes *shocks* estructurales a frecuencia cero (veáse Evans y Reichlin [1994] para una discusión detallada)[20]. De este modo, en el primer modelo SVAR (apartado 4.1) la NAIRU se define en términos de la predicción del desempleo en el largo plazo dado el conjunto de información formado por su historia

pasada y de acuerdo con el esquema de identificación. En el segundo modelo SVAR (apartado 4.2), en el que utilizamos información sobre salarios reales y permitimos que haya histéresis completa, a la predicción de largo plazo del desempleo la denominamos desempleo tendencial o desempleo de largo plazo en lugar de NAIRU. Más formalmente, la descomposición multivariante BN implica que el desempleo de largo plazo o la NAIRU se define como la siguiente predicción: $E_t\Delta u_{t+k}$. En particular, utilizando las restricciones de largo plazo, definimos el desempleo de largo plazo de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\Delta u_T = C(1)\ \varepsilon_t \qquad [6]$$

Nótese que, como argumentan Evans y Reichlin (1994), esto implica que sólo algunos *shocks* estructurales determinan los movimientos de largo plazo de esta variable, pero todos los residuos de la forma reducida del VAR afectarán al perfil tendencial de esta variable.

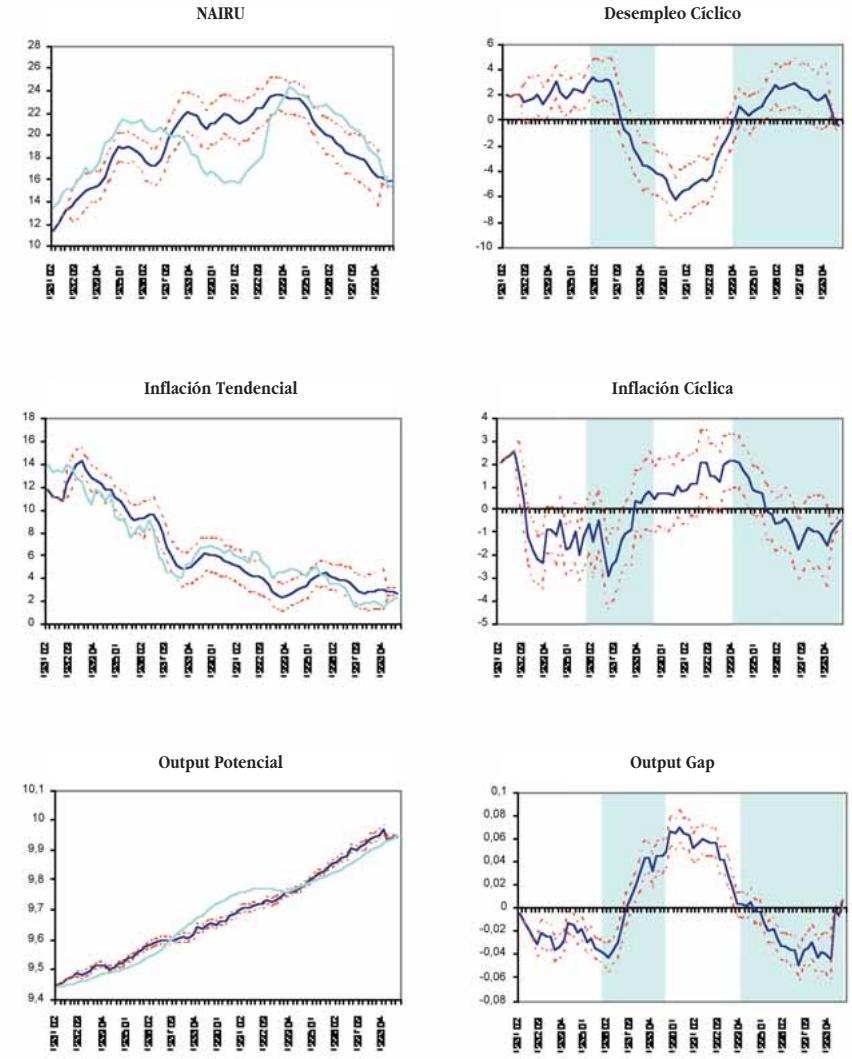
4.4. Resultados

El principal objetivo de esta sección es aprovechar los anteriores esquemas de identificación para calcular una tasa de desempleo de largo plazo consistente con el concepto habitual de NAIRU. No obstante, el marco metodológico utilizado también nos permite descomponer el *output*, la inflación y los salarios reales en sus componentes cíclico y tendencial. El Gráfico 3 presenta la descomposición ciclo-tendencia para desempleo, inflación y *output* que resulta del esquema de identificación descrito en el apartado 4.1, es decir, cuando la inflación tiene una fuente real de fluctuación en el largo plazo y cuando los *shocks* nominales no forman parte de la raíz unitaria del desempleo.

---

[20] Una definición alternativa (Blanchard-Quah, 1989) sería la siguiente: $\Delta u^T = C(L)\varepsilon_t$. De acuerdo con esta definición, el componente permanente es el resultado del efecto dinámico, en los diferentes horizontes temporales, de los *shocks* sobre el desempleo. Esto es, una vez que se ha identificado el *shock* como permanente, sus efectos dinámicos tanto en el corto como en el largo plazo definen el componente tendencial.

GRÁFICO 3
DESCOMPOSICIÓN CICLO-TENDENCIA



El panel superior izquierdo del Gráfico 3 muestra la NAIRU estimada (junto con su intervalo de confianza) así como el desempleo observado. La serie de la NAIRU muestra un perfil suave que parece estar captando adecuadamente el componente estructural de la tasa de desempleo. No obstante, estas estimaciones sugieren que la NAIRU

podría ser excesivamente sensible a las condiciones cíclicas (la NAIRU sigue a la tasa observada en alguna medida), al menos para la parte final del período muestral.

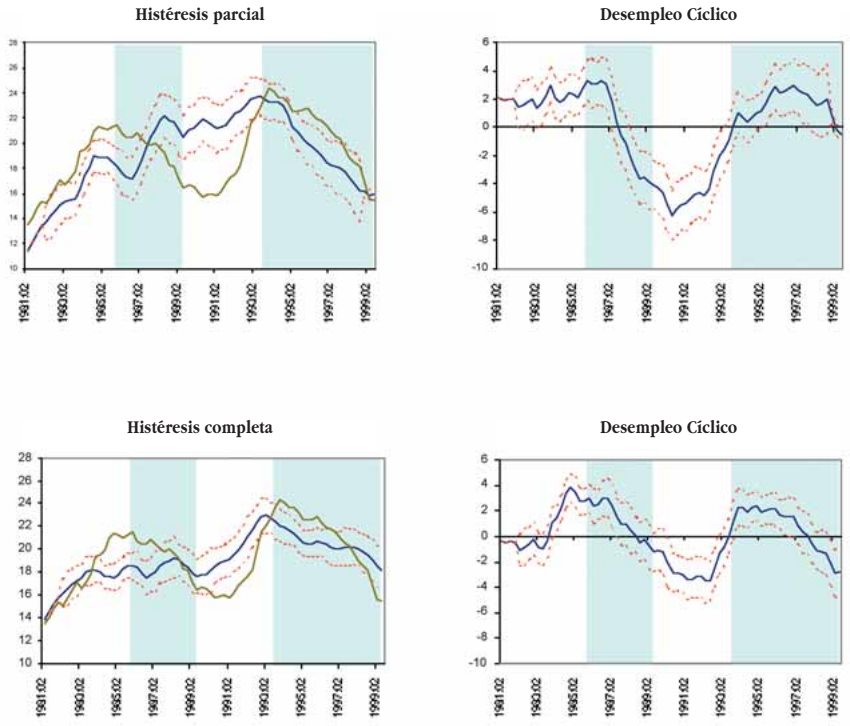
En el análisis de las recesiones acaecidas en el período muestral, se observa que la mayor parte del incremento en el desempleo tiene un origen cíclico más que estructural. Este es especialmente el caso de la recesión de comienzos de los noventa en la que la tasa de desempleo observada se disparó desde el 15,8 % en el segundo trimestre de 1991 hasta el 24.4 % en el primer trimestre de 1994. En ese mismo período la NAIRU creció desde el 21,2 % hasta el 23,3 %. Aunque estas cifras sugieren que la mayor parte del crecimiento del desempleo tiene un carácter transitorio, existe un componente estructural en el crecimiento del desempleo que necesita ser explicado.

Es interesante observar el diferente comportamiento de la NAIRU durante las expansiones existentes en el período muestral. Durante la fase alcista de finales de la década de los ochenta, la NAIRU mostró una tendencia ascendente, mientras que la tasa de desempleo disminuyó en 6 puntos porcentuales. Sin embargo, en la última expansión la caída de la NAIRU (desde el 19,3% hasta el 15,9% entre el tercer trimestre de 1996 y el tercer trimestre de 1999) discurrió en paralelo al descenso de la tasa de desempleo observada (desde el 21,9% hasta el 15,5% en el mismo intervalo temporal). Esto significa que la última expansión en el empleo no ejerció una presión excesiva sobre los precios y esta situación ha tendido a mantenerse en la medida en que la "brecha de desempleo" ha estado próxima a cero.

La estimación de modelos SVAR permite obtener una medida de *output gap*, teniendo en cuenta la contribución de las perturbaciones que tienen un efecto transitorio sobre el *output*. El panel inferior derecho del Gráfico 3 muestra el *output gap* obtenido con el esquema de identificación presentado en la sección 4.1. Como el *output gap* no es una variable observable y existen numerosos métodos para descomponer una serie en sus componentes cíclico y tendencial, es útil comparar nuestra estimación del *output gap* con otra medida ampliamente utilizada para la economía española. Esta medida se calcula utilizando el procedimiento descrito en Álvarez y Sebastián (1998), utilizando un modelo dinámico estructural con restricciones de identificación de largo plazo similar al presentado en Quah y Vahey (1995). En el Gráfico 3 las áreas sombreadas indican fases cíclicas alcistas tal y como se identifican en Álvarez y Sebastián (1998). Nuestra medida

de *output gap* muestra un perfil similar al obtenido por Álvarez y Sebastián. Este es especialmente el caso en la primera parte del período muestral. Sin embargo, el último mínimo cíclico se identifica al final de 1996 con nuestra medida mientras que con el procedimiento de Álvarez y Sebastián se identifica en 1994. Finalmente, el Gráfico 3 también muestra los componentes cíclico y tendencial de la inflación. El componente tendencial se obtiene integrando las perturbaciones que tienen un efecto permanente en la inflación mientras que el componente cíclico se deriva teniendo en cuenta las contribuciones de las perturbaciones que tienen un efecto transitorio sobre la inflación.

GRÁFICO 4
IDENTIFICACIONES ALTERNATIVAS DE LA NAIRU.



El Gráfico 4 compara la descomposición ciclo-tendencia del desempleo resultante del esquema de identificación basado en la dinámica del *output* y la inflación (descrito en la sección 4.1) con la descomposición ciclo-tendencia obtenida a partir del esquema de identificación que permite histéresis nominal completa (descrito en la sección 4.2). Como era de esperar, la NAIRU obtenida en el segundo caso está más cercana del desempleo observado en la medida en que los *shocks* tienen efectos muy permanentes. Consistentemente, las "brechas de desempleo" son menores. Finalmente, el signo de estas "brechas de desempleo" difiere en los extremos del período muestral.

En el análisis presentado hasta ahora, no se ha hecho ninguna mención –más allá de los fenómenos de histéresis- a las variables del mercado de trabajo que potencialmente determinan los cambios en la NAIRU. Aunque estas variables, podrían haberse introducido a lo largo de las dos últimas secciones, hemos preferido considerarlas en el marco analítico más convencional de las ecuaciones de formación de precios y salarios, que abordamos en la siguiente sección.

5. UNA APROXIMACIÓN ESTRUCTURAL A LA MEDICIÓN DE LA NAIRU

Los requisitos mínimos para identificar la NAIRU en una aproximación estructural implican la especificación de dos ecuaciones: la ecuación de precios (curva de determinación de precios o de demanda de trabajo) y la ecuación de salarios (curva de determinación de salarios o de oferta de trabajo). Como se muestra más abajo, cada una de estas ecuaciones determina la participación *a priori* de las rentas del trabajo en la renta nacional deseada por empresarios y trabajadores respectivamente, por lo que la NAIRU se puede definir como la tasa de desempleo que iguala ambas participaciones deseadas. Tomando como dados los cambios en la NAIRU y en la productividad, estas dos ecuaciones permiten determinar el salario real y la tasa de desempleo.

En este apartado se presenta, en primer lugar, la derivación teórica de las ecuaciones de precios y salarios en el largo plazo, a partir de las cuales es posible obtener la variación de la NAIRU como la solución de ese sistema. Después de estimar ambas ecuaciones, se considera un modelo de corto plazo (incluyendo solo variables retrasadas) para contrastar la validez del sistema de largo plazo.

5.1. La determinación de precios y salarios

La aproximación elegida para la determinación de los precios y salarios de la economía española esta basada en los modelos desarrollados en Layard *et al.* (1991), donde las empresas y los sindicatos interactúan para fijar los niveles de salario real y empleo. Además, suponemos que las empresas deciden el nivel de empleo una vez conocidos los salarios que resultan de una negociación entre empresas y sindicatos[21].

5.1.1. La ecuación de precios

La empresa representativa se caracteriza por disfrutar de un cierto poder de monopolio en el mercado del producto y su objetivo es la maximización de beneficios. Así, tomando como dados los salarios, la demanda, los precios de los competidores (incluyendo los precios de importación) y el *stock* de capital, las empresas deciden el nivel de precios de sus productos, el empleo y la producción. Suponiendo que la función de producción es del tipo *Cobb-Douglas* con rendimientos constantes a escala en empleo y capital, la ecuación de precios vendrá dada por la siguiente expresión (en logaritmos neperianos):

$$p = \psi_p + 1n(1 + m) - \beta\, tr + \frac{1 - \alpha}{\alpha}(y\text{-}k) + w \qquad [7]$$

donde p, tr, m, y, k y w representan los precios, una tendencia temporal (que recoge el progreso técnico exógeno), el *mark-up*, el *output*, el *stock* de capital y los salarios nominales, respectivamente; Ψ_p es una constante, β la tasa de crecimiento del progreso tecnológico exógeno y α la elasticidad del producto respecto al empleo en la función de producción. Dado el grado de apertura de la economía española, se considera que el *mark-up* de las empresas está positivamente correlacionado con la competitividad de la economía[22]. Esto

[21] La derivación formal de las expresiones que se presentan a continuación puede consultarse en el apéndice 5 de Estrada *et al.* (2000).

implica que un aumento de los precios internacionales hace la demanda de bienes producidos en el interior menos elástica. Por tanto, cuando los precios del resto del mundo son altos, las empresas pueden elevar los precios y ampliar sus *mark-ups*.

5.1.2. La ecuación de salarios

De acuerdo con el modelo de negociación salarial descrito en Layard *et al.* (1991) la determinación de los salarios, viene dada por la siguiente ecuación:

$$w_0 = \psi_w - \frac{1 - \alpha}{\alpha}(y - k) + \beta_{tr} - c_1 u + c_2 \varphi + c_3 b + c_4 \gamma + p_0 \qquad [8]$$

donde Ψ_w es una constante y c_1, c_2, c_3 y c_4 los parámetros a estimar; w_0 y p_0 son los salarios y precios relevantes para los trabajadores, u la tasa de desempleo, φ un conjunto de variables que aumentan la probabilidad de encontrar empleo dado el nivel de desempleo, γ mide el poder de negociación de los sindicatos y b la ratio de reemplazamiento, es decir, las prestaciones por desempleo como porcentaje sobre los salarios nominales.

Cuando existen impuestos y bienes importados los precios y salarios relevantes no son los mismos en la ecuación de precios (expresión [7]) que en la de salarios (expresión [8]). En el caso de las empresas (determinación de precios), los salarios (w) deben incluir los impuestos directos que recaen sobre el trabajo (contribuciones sociales e impuestos sobre la renta, t_1), y los precios (p) deben referirse exclusivamente a bienes y servicios producidos en el interior excluyendo los impuestos indirectos (t_2). En el caso de los trabajadores, los salarios (w_0) deben excluir todos los impuestos directos que recaen sobre el trabajo y los precios (p_0) deben incluir no solo los impuestos indirectos sino también los precios de los bienes importados. En consecuencia, se puede establecer la siguiente relación entre

[22] En la aproximación empírica el *mark-up* viene determinado por el precio relativo de los bienes de importación respecto a los bienes producidos en el interior. Esto puede justificarse a partir de una función de demanda translog generalizada en la que la elasticidad respecto al precio, y, por tanto, el *mark-up* no es constante (para una discusión reciente puede consultarse, Bergin y Feenstra [2000]).

estos conceptos:

$$w_0 - p_0 = w - t_1 - t_2 - p - (p_0 - t_2 - p) \qquad [9]$$

y, por tanto, la expresión [8] se puede reformular de la forma siguiente:

$$w=\psi_w+t_1+t_2+(p_0-t_2-p) - \frac{1-\alpha}{\alpha}(y - k)+\beta tr-c_1u+c_2\varphi+c_3b+c_4\gamma+p \qquad [10]$$

Esta ecuación constituye nuestra especificación básica para la determinación salarial. En cualquier caso, en el modelo empírico se permite que los impuestos y el precio relativo aparezcan con un coeficiente distinto de la unidad, para tener en cuenta la capacidad de los trabajadores para proteger sus salarios de cambios en la imposición o de *shocks* externos. Utilizando las expresiones [10] y [7], la NAIRU (u^*) se puede calcular de la forma siguiente (nótese que en esta expresión se ha omitido el término constante):

$$u^*=\frac{1}{c_1}1n(1+m)+\frac{c_2}{c_1}\varphi+\frac{c_3}{c_1}b+\frac{c_4}{c_1}\gamma+\frac{c_5}{c_1}t_1+\frac{c_6}{c_1}t_2+\frac{c_7}{c_1}(p_0-t_2-p) \qquad [11]$$

Como puede apreciarse en esa expresión, la NAIRU sería el resultado de cambios en los factores que afectan a la demanda de trabajo (el *mark-up*), y de cambios en los factores que desplazan la oferta de trabajo, tales como la ratio de reemplazamiento, la imposición, *shocks* exteriores, el poder de negociación sindical, etc. En apariencia, si se calcula de esta forma la NAIRU en cada periodo no existe la posibilidad de que existan fenómenos de histéresis, pero es necesario recordar que en su cálculo se usarán los perfiles observados de las variables relevantes que, potencialmente, podrían estar afectados por el ciclo de la economía.

5.2. Resultados de la estimación del largo plazo

Las ecuaciones presentadas en el apartado anterior establecen la evolución a largo plazo de precios y salarios. La estimación de estas

dos expresiones permite obtener una proyección de las variaciones trimestrales en la NAIRU (u^*). Además, los residuos de esas ecuaciones constituyen las desviaciones de los precios y los salarios respecto de sus valores de largo plazo, aproximando los *mark-ups* de precios y salarios. Tales desviaciones serán utilizadas en el siguiente apartado para estimar la evolución dinámica a corto plazo de esas dos variables.

La estrategia econométrica utilizada consiste en estimar en primer lugar cada ecuación por separado, usando una base de datos trimestral que cubre el periodo 1980:Q1-1999:Q3[23], seleccionando las variables relevantes en función de su nivel de significación y de su contribución a la estacionariedad de los residuos. Una vez que estas ecuaciones se consideran satisfactorias, se estiman conjuntamente. En la estimación se han impuesto dos restricciones. Por un lado, la homogeneidad nominal estática –es decir, las variables del lado izquierdo de las ecuaciones no son los precios y salarios en términos nominales sino en términos reales-. Por otro lado, α, el coeficiente técnico del empleo en la función de producción, se calibra utilizando el promedio histórico de la participación de las rentas laborales en el valor añadido.

En el Cuadro 4 aparecen los principales resultados obtenidos para las dos ecuaciones utilizando dos definiciones distintas de la economía. En las dos primeras columnas se usa información del total de la economía; en las dos últimas los resultados se refieren exclusivamente al sector privado. *A priori*, existen motivos para que sean más fiables los resultados del sector privado: en primer lugar, los precios del sector público son una mera convención contable; en segundo lugar, los salarios y el empleo público han estado condicionados en algunos años por el logro de un determinado objetivo de déficit en las cuentas del sector público.

[23] En el Apéndice 1 de Estrada *et al.* (2000) se detalla la forma en que ha sido construida esta base de datos y la definición exacta de las variables que incluye.

CUADRO 4
ESTIMACION A LARGO PLAZO DE LAS ECUACIONES DE PRECIOS Y SALARIOS.

	TOTAL ECONOMÍA		SECTOR PRIVADO	
	Ecuación de Precios	Ecuación de Salarios	Ecuación de Precios	Ecuación de Salarios
α	0,658*	0,658*	0,648*	0,648*
β	0,001	0,001	0,002	0,002
γ_1	0,110	-	0,110	-
c_1 (u)	-	-0,137	-	-0,200
c_3 (b)	-	0,086	-	0,075
c_5 (t_1)	-	0,521	-	0,744
c_6 (t_2)	-	0,335	-	-
DW	0,158	0,249	0,171	0,257
σ*100	1,120	0,805	1,204	0,766
ADF	-2,273	-2,573	-3,720	-4,030

Notas: * Coeficiente restringido; DW: estadístico Durbin-Watson; σ: desviación estandar de los residuos; ADF: estadístico Dickey-Fuller aumentado.

La estimación del parámetro β para el total de la economía es más baja, implicando un crecimiento autónomo anual del valor añadido del 0,4%; para el sector privado se sitúa en el 0.5%. El efecto de los precios relativos sobre el *mark-up* se estima en torno a 0,11, casi la mitad que el peso de las importaciones en términos nominales sobre el valor añadido (20%). En la ecuación de salarios, el desempleo tiene un impacto negativo, como cabía esperar, mayor, en valor absoluto, en el caso del sector privado. En cualquier caso, este coeficiente es bastante bajo cuando se compara con el estimado en otros trabajos[24]. La ratio de reemplazamiento tiene un impacto positivo y, por último, los impuestos tienen un efecto muy significativo. Para el total de la economía el parámetro estimado implica que los trabajadores son capaces de transmitir el 50% de los cambios en los impuestos directos a los costes laborales y el 33% de los cambios en los impuestos indirectos. Para el sector privado, solo los cambios en los impuestos directos son relevantes pero son transmitidos en un mayor porcentaje (70%).

A primera vista, las estimaciones obtenidas para el total de la economía y para el sector privado parecen muy similares, pero las

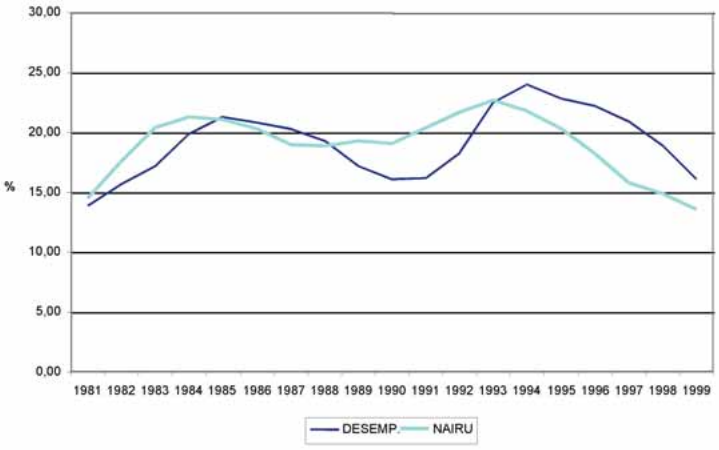
[24] Por ejemplo, en De Lamo y Dolado (1991), la estimación puntual de este coeficiente es –1,31.

propiedades de los residuos de esas ecuaciones nos llevan a pensar que únicamente los del sector privado pueden ser utilizados. Como se puede comprobar en las últimas filas de ese cuadro, mientras que los residuos de las ecuaciones del total de la economía no superan los tests ADF de cointegración, en el caso del sector privado la hipótesis nula de cointegración puede ser aceptada a los niveles estándar de significación. Además, esta característica es confirmada cuando se estima el corto plazo de estas ecuaciones y se calculan los tests de cointegración t-ECM (véase el siguiente apartado). Por este motivo, en los párrafos posteriores solo se analizan los resultados obtenidos para el sector privado.

Antes de describir la dinámica de corto plazo estimada para estas ecuaciones, los resultados de largo plazo permiten obtener nuestra estimación de la NAIRU (vease expresión [11]). En el Gráfico 5 aparece esta variable junto con la tasa de desempleo observada. Como se puede apreciar u^* mostró un aumento sostenido hasta 1984, estabilizándose posteriormente en un nivel bastante alto (cercano al 20%) hasta 1990. A partir de 1994 comenzó a disminuir, hasta situarse en 1999 ligeramente por encima del 13%.

GRÁFICO 5

DESEMPLEO OBSERVADO Y NAIRU.

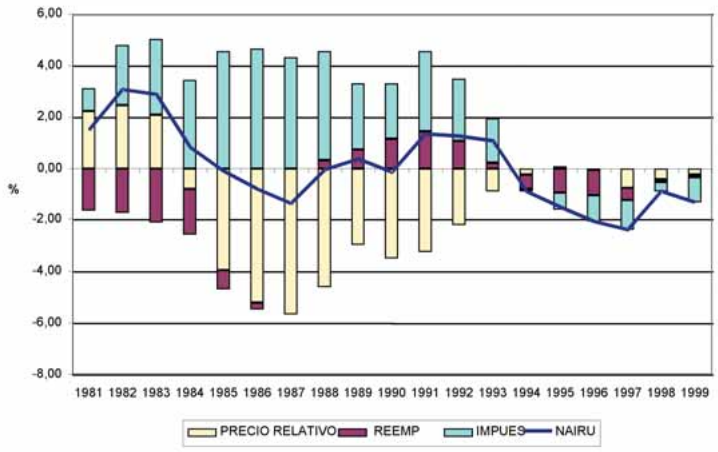


En el Gráfico 6 se han obtenido las contribuciones de los diferentes determinantes de la NAIRU a su variación anual estimada. En el periodo muestral considerado parece claro que la evolución de los

impuestos y del precio relativo de las importaciones han jugado un papel clave para explicar los cambios en la NAIRU, mientras que el papel de la ratio de reemplazamiento ha sido marginal[25]. En los primeros tres años, tanto los aumentos de la imposición indirecta como de los precios relativos de las importaciones justifican el aumento de la NAIRU, actuando como contrapeso la ratio de reemplazamiento. El tipo efectivo de cotización en 1984 se encontraba cuatro puntos porcentuales por encima del de 1980, debido básicamente al aumento de las contribuciones a la Seguridad Social. El precio relativo de las importaciones se vio impulsado en este periodo por la devaluación de la peseta y por el aumento de los precios del petróleo. La contribución negativa de la ratio de reemplazamiento fue consecuencia de la reducción en la tasa de cobertura de las prestaciones sociales, ya que tanto cohortes de individuos más jóvenes como mujeres que nunca antes habían trabajado comenzaron a incorporarse al mercado de trabajo.

GRÁFICO 6

CONTRIBUCIONES A LA VARIACIÓN DE LA NAIRU



En el periodo de estabilidad de la NAIRU, el aumento de los tipos efectivos de la imposición sobre el trabajo (principalmente debido al impuesto sobre la renta) se vio contrarrestado por la dismi-

[25] Estos resultados son consistentes con los de Daveri y Tabellini (1997), que resaltan el importante papel del sistema impositivo para explicar las diferencias entre las tasas de desempleo de distintos países.

nución de los precios relativos de las importaciones, cuando la peseta mostró una menor debilidad y los precios del petróleo se redujeron a los niveles previos al *shock* de principios de la década de los ochenta. La contribución de la ratio de reemplazamiento fue despreciable en este período, aún a pesar de que en 1984 aumentó la generosidad de las prestaciones y la rotación del empleo alcanzó cotas elevadas, debido a la generalización de la contratación temporal. Quizás las diferencias en los niveles salariales de los trabajadores temporales y fijos puedan explicar la ausencia de aumentos en la ratio de reemplazamiento. Hasta 1993 los impuestos y los precios relativos continuaron contrarrestando sus efectos sobre la NAIRU, por lo que su aumento fue consecuencia del aumento de la ratio de reemplazamiento, fruto de una ampliación de su cobertura, al haberse generalizado las prestaciones asistenciales. En 1992, derivado del mal comportamiento del déficit de la Seguridad Social, se produjo un cierto recorte en la generosidad de las prestaciones por desempleo, que solo se apreció en los datos a partir de 1994, cuando la NAIRU comenzó a reducirse. Además, en 1995 las prestaciones por desempleo comenzaron a ser incluidas en la base del impuesto sobre la renta, haciendo aún más negativo el impacto de la ratio de reemplazamiento sobre la NAIRU. Sus otros dos determinantes también contribuyeron a reducir la NAIRU en este periodo. En primer lugar, en 1995 se redujeron las contribuciones a la Seguridad Social (siendo financiadas con un aumento de la imposición indirecta), y desde 1997 se han producido reducciones adicionales, asociadas a la creación de empleo estable para grupos específicos de trabajadores. Además, hacia el final de periodo considerado también se recortaron los tipos del impuesto sobre la renta. Más sorprendente resulta el hecho de que las devaluaciones de la peseta en los años 1993 y 1994 no tuvieran ningún efecto sobre la NAIRU, pero los precios relativos de las importaciones no reflejan tal impacto.

5.3. La dinámica de corto plazo de precios y salarios

En este apartado se aplica la metodología tradicional de los mecanismos de corrección del error para modelizar la evolución a corto plazo de los precios y los salarios. Para ello, se llevan a cabo regresiones de las primeras diferencias de precios y salarios sobre sus

propios retardos, la variación presente y pasada de los factores explicativos y los residuos obtenidos en el apartado precedente. La significatividad de esta última variable constituye un contraste adicional de la estacionariedad de las ecuaciones en niveles analizadas previamente. En la estimación se han eliminado todas aquellas variables que no eran significativas, y se ha impuesto una nueva restricción: la homogeneidad nominal dinámica. Esta restricción implica que los coeficientes de las variables nominales del lado derecho de las ecuaciones sumen la unidad, lo cual impide que exista una relación entre inflación y desempleo en el largo plazo. Las dos especificaciones dinámicas se estimaron conjuntamente y los resultados aparecen en el Cuadro 5.

En primer lugar, cabe destacar que los dos mecanismos de corrección del error (resp y resw, respectivamente) son significativos[26], negativos y menores que la unidad en valor absoluto, lo cual confirma la estacionariedad de los residuos obtenidos en el apartado precedente. Además, la condición de homogeneidad nominal dinámica no es rechazada por los datos a los niveles habituales de significatividad. El coeficiente del mecanismo de corrección del error en la ecuación de salarios es mayor (en valor absoluto) que en la ecuación de precios, sugiriendo que los precios son menos flexibles que los salarios. El problema de estas especificaciones radica en la estructura tan compleja de retardos que se estima para ambas ecuaciones, que implica una considerable sobrerreacción del sistema en el corto plazo.

[26] Usando los valores críticos calculados en Banerjee *et al.* (1998). En cualquier caso, debe tenerse en cuenta que se está utilizando un procedimiento de estimación en dos etapas, lo cual puede influir en la eficiencia de las estimaciones.

CUADRO 5
ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES DINÁMICAS DE PRECIOS Y SALARIOS

	Ecuación de Precios	Ecuación de Salarios
Δp	-	0,417 (5,22)
Δp_{-1}	1,593 (22,17)	-0,377* (-)
Δp_{-2}	-0,750 (-8,75)	-
Δp_{-4}	0,189 (4,60)	-
Δw	0,487 (4,65)	-
Δw_{-1}	-0,293 (-4,25)	1,121 (14,14)
Δw_{-2}	0,294 (4,54)	-0,336 (-3,57)
Δw_{-3}	-0,537 (-5,16)	-
Δw_{-4}	-	0,175 (3,52)
Δp^*_{-3}	0,017* (-)	-
Δu_{-3}	-	-0,091 (-3,06)
$resp_{-1}$	-0,051 (-3,36)	-
$resw_{-1}$	-	-0,108 (-4,77)
R^2	0,99	0,94
σ*100	0,11	0,13
DW	1,78	1,71
CORR(1)	0,64 [0,42]	1,37 [0,24]
CORR(4)	1,02 [0,40]	0,54 [0,71]
ARCH(4)	0,48 [0,74]	0,85 [0,50]
BJ(2)	3,24 [0,20]	0,19 [0,91]
DH(1)	3,12 [0,08]	2,54 [0,11]

Notas: Véase el cuadro precedente. CORR(i) es el test de correlación de orden i de los residuos, que se distribuye como una F(i,df); ARCH(i) es el test de heterocedasticidad de tipo ARCH en los residuos, que se distribuye como una F(i,df); BJ(2) es el test de normalidad de los residuos, que se distribuye como una $\chi^2(2)$; HD(1) es el test de homogeneidad nominal dinámica, que se distribuye como una F(1,df). Entre paréntesis estadístico t de significación individual; entre corchetes se presentan los valores-p.

6. CONCLUSIONES: UN ANÁLISIS COMPARATIVO DE LAS ESTIMACIONES DE LA NAIRU

El concepto de NAIRU, como un indicador del componente estructural de la tasa de desempleo, es un concepto atractivo desde un punto de vista teórico, ya que proporciona una relación directa entre dos de los objetivos finales de la política macroeconómica: inflación y desempleo. Sin embargo, su utilidad ha sido muy discutida. El problema más evidente de la NAIRU es que no es observable y, por tanto, debe ser estimada. Las metodologías alternativas que permiten medir la NAIRU proporcionan importantes divergencias en su estimación puntual. Además, normalmente el intervalo de confianza asociado a esas estimaciones es bastante amplio. Esto crea series dudas sobre la utilidad de la NAIRU en el diseño de políticas macroeconómicas.

En este artículo se trata de medir la NAIRU de la economía española. Para ello se han utilizado algunos de los procedimientos propuestos en la literatura, describiendo sus ventajas e inconvenientes. Creemos que es valioso comparar los distintos resultados, no solo para discriminar entre ellos, sino también para ilustrar la incertidumbre que rodea la estimación de la NAIRU. Además, también comparamos nuestras estimaciones con la NAWRU que calcula la OCDE, que es una variante de la aproximación de la curva de *Phillips*[27]. Como se puede apreciar en el Cuadro 6, todas nuestras estimaciones de la NAIRU muestran un patrón temporal en esos subperiodos de cinco años bastante similar al del desempleo observado, excepto en el caso de la NAIRU-TVP. Dado que los subperiodos corresponden a las diferentes fases de recesión-expansión que ha experimentado la economía española, parece existir un componente de histéresis en la evolución del desempleo en España.

[27] Véase OCDE (1996).

CUADRO 6
DESEMPLEO OBSERVADO Y ESTIMACIONES ALTERNATIVAS DE LA NAIRU

Diferencias entre el primer y el último periodo

	Desempleo Observado	Curva de Phillips NAIRU TVP	NAIRU SVAR con Histéresis Parcial	NAIRU Ecuaciones de Precios y Salarios	NAWRU OCDE
1981-1985	7,4	7,0	6,7	6,7	5,8
1985-1991	-5,1	0,6	2,5	-0,7	1,6
1991-1994	7,8	0,4	1,9	1,4	0,8
1994-1999	-7,9	-1,8	-7,2	-8,3	-2,0*
Nivel en 1999	16,0	18,9	16,0	13,5	18,8**

*Esta diferencia se calculó usando datos solo hasta 1998; **Nivel en 1998.

En el primer subperiodo (1981-1985) todas las estimaciones de la NAIRU parecen aumentar ligeramente por debajo del aumento del desempleo observado. La diferencia entre la que menos aumenta (NAWRU OCDE) y la que más aumenta (NAIRU TVP) es ligeramente superior a un punto porcentual. En la segunda mitad de los ochenta se produjo una reducción en el desempleo observado que solo fue replicada por la NAIRU estimada con el sistema de determinación de precios y salarios. Las otras medidas de la NAIRU mostraron tendencias crecientes de distinta intensidad. Este es el subperiodo con mayores discrepancias entre los distintos métodos de estimación de la NAIRU. En la primera mitad de los años noventa existe una clara evidencia de que la mayor parte del aumento del desempleo observado fue un fenómeno cíclico: todas las medidas de la NAIRU también aumentaron pero en una magnitud muy inferior. Para finalizar, en la segunda mitad de los noventa la reducción de la NAIRU fue bastante significativa y, en el caso del sistema de precios y salarios, superior a la reducción experimentada por el desempleo observado. Todas nuestras estimaciones de la NAIRU presentan un signo positivo para la brecha del desempleo en este subperiodo, reflejando la ausencia de presiones inflacionistas por esta vía. En 1999, la amplitud de las estimaciones de la NAIRU proporciona un indicador adicional de la incertidumbre que rodea la medición de este concepto.

En síntesis, nuestro análisis muestra que diferentes aproximaciones a la medición de la NAIRU proporcionan estimaciones puntuales notablemente distintas. Además, siempre que se puede calcular alguna medida de la precisión de la estimación (estimaciones basadas

en la curva de *Phillips* y estimaciones SVAR), el grado de incertidumbre es elevado. Así, nuestra principal conclusión es que la utilidad del concepto de NAIRU para discutir y analizar la política macroeconómica es muy limitada, dado el estado actual de la investigación en este campo. Las dos conclusiones adicionales que cabe extraer de este trabajo se resumen a continuación. En primer lugar, todas las estimaciones de la NAIRU muestran un fuerte aumento entre 1981 y 1985, y una reducción en la última expansión cíclica, que ha seguido muy de cerca la caída de la tasa de desempleo observada. En segundo lugar, los resultados de la aproximación estructural apuntan a tres factores que determinan la evolución de la NAIRU en el periodo muestral analizado: el *mark-up* de precios, la ratio de reemplazamiento y los cambios en el sistema impositivo.

BIBLIOGRAFIA

Álvarez, L.J. y M. Sebastián (1998): "La inflación permanente y latente en España: una perspectiva macroeconómica", *Revista Española de Economía*, 15, 37-65.

Andrés, J. (1993): "La persistencia del desempleo agregado: una panorámica", *Moneda y Crédito*, 197, 91-127.

Andrés, J., R. Doménech y D. Taguas (1996): "Desempleo y ciclo económico en España", *Moneda y Crédito*, 202, 157-189.

Andrés, J., I. Hernando y D. López-Salido (1998): "The long run effect of permanent disinflations", Documento de Trabajo 9825, Banco de España.

Astley, M. y T. Yates (1999): "Inflation and real disequilibria", Bank of England, Working Paper Series No. 103.

Banerjee, A., J. Dolado y R. Mestre (1998): "Error-Correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-Equation Framework", *Journal of Time Series Analysis*, 49, 267-283.

Baxter, A. y R. King (1999): "Measuring business cycles: approximate Band-Pass filters for economic time series", *Review of Economics and Statistics*, 81, 575-593.

Bentolila, S. y J. Dolado (1994): "Labour flexibility and wages: lessons from Spain", *Economic policy*, 18, 53-99.

Bergin, P.R. y R.C. Feenstra (2000): "Staggered Price setting, translog preferences, and endogenous persistence", *Journal of Monetary Economics*, 45, 657-680.

Blanchard, O. et al. (1995): *Spanish unemployment: Is there a solution?*, CEPR. London.

Blanchard, O. y J. Jimeno (1995): "Structural unemployment: Spain versus Portugal", *American Economic Review*, 79, 655-673.

Blanchard, O. y D. Quah (1989): "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances", *American Economic Review*, 79, 655-673.

Daveri, F. y G. Tabellini (1997): "Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries", CEPR Discussion Paper, 1681.

De Lamo, A. y J. Dolado (1993): "Un modelo del Mercado de Trabajo y la Restricción de Oferta en la Economía Española", *Investigaciones Económicas*, 17, 87-118.

Dirección General de Previsión y Coyuntura (1991): "El Sistema de Ecuaciones Precios-Salarios y la Tasa Natural de Paro", *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*, Diciembre, xvii-xxv.

Dolado, J., J.M. González-Páramo y J. Viñals (1999): "A cost-benefit analysis of going from low inflation to price stability", in *The Costs and Benefits of Price Stability*, M. Feldstein (ed.), University of Chicago Press.

Dolado, J. y J. Jimeno (1997): "The causes of Spanish unemployment: a structural VAR approach", *European Economic Review*, 41, 1281-1307.

Dolado, J. y D. López-Salido (1996): "Histéresis y fluctuaciones económicas (España 1970-1994)", *Moneda y Crédito*, 202, 117-149.

Dolado, J., D. López-Salido y J.L. Vega (2000): "Unemployment and inflation persistence in Spain: are there Phillips trade-offs?", *Spanish Economic Review*, 2, 267-291.

Evans, G. y L. Reichlin (1994): "Information, forecasts, and measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 33, 233-254.

Estrada, A., I. Hernando y D. López-Salido (2000): "Measuring the NAIRU in the Spanish Economy", Documento de Trabajo 0009, Banco de España.

Fabiani, S. y R. Mestre (2000): "Alternative measures of the NAIRU in the euro area: estimates and assessment", ECB Working Paper Series 17.

Gómez, F. y C. Usabiaga (1998): "Las Estimaciones de la NAIRU: Una Valoración de Conjunto", *Estudios sobre la Economía Española*, 31, FEDEA.

Gordon, R.J. (1997): "The Time-Varying NAIRU and its implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives,* 11, 11-32.

Hodrick, R. y E. Prescott (1997): "Post-war U.S. business cycles: and empirical investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.

Kaiser, R. y A. Maravall (1999): "Short-Term and Long-Term Trends, Seasonal Adjustment, and the Business Cycle", Documento de Trabajo 9918, Banco de España.

Layard, R., S. Nickell y R. Jackman (1991): *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford, Oxford University Press.

McAdam, P. y K. Mc Morrow (1999): "The NAIRU concept – Measurement uncertainties, hysteresis and economic policy role", European Commission, Economic Papers No. 136.

OCDE (1996): "The NAIRU: concept, measurement and policy implications", Economic Policy Committee, Working Party 1 on Macroeconomics and Structural Policy Analysis.

Quah, D. y S. Vahey (1995): "Measuring underlying inflation", *The Economic Journal*, 105, 1130-1144.

Roberts, J. (1993): "The sources of business cycles: a monetarist interpretation", *International Economic Review*, 34, 923-934.

Rodriguez, B. (1995): "La tasa Natural de Desempleo en la Economía Española: Un intento de Cuantificación", *Estudios de Economía Aplicada*, 3, 133-152.

Staiger, D., J. Stock y M. Watson (1997): "How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment" in C. Romer and D. Romer (eds.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago University Press.

Stiglitz, J. (1997): "Reflections on the natural rate hypothesis", *Journal of Economic Perspectives*, 11, 3-10.

Viñals, J. y J. Jimeno (1997): "El mercado de trabajo español y la Unión Económica y Monetaria Europea", Documento de Trabajo 9717, Banco de España.

Abstract

This paper addresses the issue of measuring the NAIRU in the Spanish economy. We implement some of the procedures proposed in the literature to estimate the NAIRU, describing their advantages and disadvantages. Our analysis shows that these alternative approaches provide significantly different point estimates of the NAIRU. Moreover, whenever some measures of the precision of the estimate are available (Phillips-curve based estimates and SVAR estimates), the degree of uncertainty is remarkable. Thus, our main conclusion is that the usefulness of the NAIRU concept as a general guideline for discussing and analyzing macroeconomic policy is very limited, given the current state of economic research on this area. Two additional conclusions may be summarized as follows. First, all the NAIRU estimates display an upsurge between 1981 and 1985, and a drop during the last cyclical upturn that has closely tracked the decline in the observed unemployment rate. Second, the results of the structural approach point to three factors driving the changes in the NAIRU over the sample period: price mark-ups, the replacement ratio and changes in the tax system.

Rivalidad en el mercado español de depósitos bancarios: La teoría de los grupos estratégicos.

Francisco José Más Ruiz*
Juan Luis Nicolau Gonzalbez
Felipe Ruiz Moreno

Dpto. de economía financiera, contabilidad y marketing.
Facultad de ciencias económicas y empresariales.
Universidad de Alicante

1. INTRODUCCIÓN

La noción de grupo estratégico hace referencia a un conjunto de empresas que utilizan estrategias similares para competir en una industria dada; y se define en el marco teórico desarrollado a partir del esquema estructura-conducta-resultados de la Economía Industrial. Caves y sus discípulos iniciaron la modificación de las teorías tradicionales de Mason (1939)/Bain (1956) sobre estructura y resultados de la industria, incorporando los diferentes posicionamientos que adoptan las empresas a nivel individual, y abriendo con ello la investigación sobre grupos estratégicos de empresas. En particular, utilizan este concepto para demostrar la heterogeneidad intra-indus-

* Los autores quieren agradecer las útiles sugerencias recibidas del profesor Juan Coello Aranda (Universidad Rey Juan Carlos) y de las XVI Jornadas de Economía Industrial. Una versión preliminar del trabajo ha sido publicada como documento de trabajo WP-EC 2000-09 por el IVIE.

trial y las diferencias de resultados que la misma produce, así como para explicar la rivalidad competitiva observada.

El término lo acuñó Hunt (1972) cuando trataba de explicar la intensa rivalidad observada en una industria altamente concentrada y, no obstante, altamente competitiva. Corroboró la existencia de diferencias de conducta o asimetrías entre las empresas de una industria, que impedían el desarrollo de un amplio consenso oligopolístico, tal y como predecía la teoría clásica de la Economía Industrial. Asimismo, Newman (1978) demostró que la existencia de grupos estratégicos perjudica la colusión esperada tácitamente entre las empresas, reduciendo el poder explicativo del modelo tradicional de Organización Industrial. Porter (1979) y Caves y Porter (1977) demostraron, por su parte, que la existencia de grupos impide que se puedan realizar inferencias del poder de mercado a nivel de industria.

Con el tiempo la literatura de grupos estratégicos ha profundizado en estos aspectos y ha generado una serie de implicaciones sobre la interacción competitiva de las empresas y sus resultados. En virtud de las mismas se ha distinguido la naturaleza de la rivalidad intra y entre grupos, así como el impacto de factores como el número y distribución por tamaños de los grupos, la distancia entre ellos y su interdependencia en el mercado. Sin embargo, no existen evidencias concluyentes sobre la naturaleza de estas relaciones.

Algunos autores, como Smith et al. (1997), argumentan que estas conclusiones pueden verse afectadas por problemas operativos relacionados con las medidas de rivalidad empleadas. En esta línea, Amit et al. (1988) defendieron originariamente la estimación de la variación conjetural como indicador de la rivalidad intra y entre grupos. Ultimamente, las investigaciones critican cualquier forma de medición indirecta de la rivalidad (Smith et al., 1997), apoyando el uso de metodologías que tratan de evaluarla directamente mediante el examen de las acciones y reacciones competitivas de los miembros de los grupos (Porter, 1980), detectadas en los periódicos y revistas especializadas.

Ante este dilema y, como novedad, el propósito de este trabajo es contrastar la rivalidad intra y entre grupos en términos de la medición indirecta de la variación conjetural propuesta por Amit et al. (1988) y la directa defendida por Smith et al. (1997). La aplicación empírica se realiza en el mercado español de depósitos bancarios entre 1986-88. La investigación se organiza del siguiente modo: el

próximo apartado efectúa una panorámica de la rivalidad en la teoría de grupos estratégicos. El tercero revisa los trabajos empíricos realizados al efecto en el sector financiero. El cuarto justifica la metodología propuesta. El quinto define la muestra, la recogida de datos y las variables. Los resultados obtenidos se describen en la sección sexta y, finalmente, se exponen las conclusiones.

2. RIVALIDAD EN EL AMBITO DE LOS GRUPOS ESTRATÉGICOS.

La existencia de los grupos estratégicos tiene implicaciones directas sobre la conducta de las empresas y sus interacciones competitivas. Estas implicaciones son discutidas en la literatura distinguiendo la naturaleza de la rivalidad intra y entre grupos estratégicos (Porter, 1976, 1979; Peteraf, 1993; Cool y Dierickx, 1993) y la influencia de diversos factores (Porter, 1980).

Por un lado, se sugiere que la rivalidad intragrupo es escasa debido a que sus miembros son capaces de reconocer su dependencia mutua con mayor facilidad, derivando su conducta de rivalidad hacia actividades que crean barreras a la movilidad y, de este modo, responden de forma similar a los cambios del entorno (Porter, 1979). Esta proposición es apoyada por la teoría de los recursos de la empresa en el sentido de que los miembros de un grupo tienen similares asignaciones de recursos, por lo que actuarán y reaccionarán de forma semejante ante las discontinuidades del entorno. Incluso, estos miembros podrían tener proveedores y clientes comunes, lo que facilitará una mayor comunicación y coordinación en la industria (Peteraf, 1993).

Por otro, se apoya la elevada rivalidad entre grupos debido a que las diferencias entre los grupos implican la existencia de recursos heterogéneos y patrones distintos de conducta competitiva, que harán difícil la predicción y coordinación de las acciones de los rivales a través de los grupos (Porter,1980). Este argumento, junto con el de la dependencia mutua intragrupo, lleva a que la rivalidad entre grupos sea mayor que la rivalidad intragrupo, evidenciándolo empíricamente Peteraf (1993) y Porac et. al (1995). Incluso, Nohria y García-Pont (1991) señalan que las alianzas estratégicas entre las empresas se relacionan positivamente dentro de un grupo y negativamente entre grupos.

No obstante, la literatura critica algunos planteamientos anteriores, defendiendo que la rivalidad intragrupo puede ser mayor que la existente entre grupos. Esta proposición es evidenciada por Cool y Dierickx (1993) que obtienen que, con el tiempo, la rivalidad puede pasar de intragrupo a entre grupos. En esta línea, se argumenta:

Primero. El requisito de dependencia mutua se ve ensombrecido porque resulta difícil establecer y mantener acuerdos entre las empresas de un grupo, sobre todo cuanto más similares son éstas en tamaño (Kwoka y Rawenscraft, 1986; Porac et al., 1995), cuando aumenta su número (Scherer y Ross, 1990; Barney y Hoskisson, 1990), por la ausencia de historia o liderazgo entre sus miembros (Scherer y Ross, 1990), y por su elevada interdependencia en el mercado (Duysters y Hagedoorn, 1995). Si se rompen los acuerdos implícitos entre ellas, las empresas de un grupo pueden invadir los segmentos de mercado de las demás del mismo grupo (Cool y Dierickx, 1993), por lo que una empresa del grupo puede preocupar más a los demás miembros del mismo que las empresas externas. Desde la teoría de los recursos, la mayor rivalidad intragrupo se puede derivar de la homogeneidad de los recursos de sus miembros (McGee y Thomas, 1992; Bogner y Thomas, 1994) debido a que todos ellos pretenden alcanzar los mismos objetivos pero no disponen de recursos o mecanismos de aislamiento únicos que permitan alcanzar ventajas competitivas.

Segundo. La rivalidad entre grupos puede verse afectada por tres factores (Porter, 1980): i) interdependencia en el mercado o grado en que los grupos compiten por los mismos clientes o por clientes en segmentos muy diferentes del mercado. Las diferencias de conducta entre grupos no tendrán consecuencias importantes en la rivalidad salvo que la interdependencia de los grupos en el mercado sea pronunciada.

ii) Número y tamaño relativo de los grupos. En situaciones de gran número e igualdad en tamaño de los grupos, una mayor asimetría estratégica facilitará la rivalidad entre los mismos. Inversamente, si un grupo constituye una importante porción de una industria y otro supone una muy pequeña, la asimetría estratégica tendrá muy poco impacto sobre la rivalidad entre ambos dada la escasa influencia del pequeño sobre el grande.

iii) Distancia estratégica. Si la asimetría en la conducta crece, la dependencia mutua no se reconoce fácilmente, siendo mayor la rivali-

dad entre los grupos estratégicos, y viceversa (Porter, 1979). Incluso, Dooley et al. (1996) consideran tres niveles en la relación entre distancia estratégica y rivalidad: Una reducida distancia estratégica (homogeneidad) implica el desarrollo de la dependencia mutua. Si la diferenciación estratégica es tan grande que los mercados no son contestables por los miembros de otro grupo (heterogeneidad), las empresas de los grupos se distancian de la lucha competitiva (Hatten y Hatten, 1987). Una situación intermedia entre homogeneidad y heterogeneidad, definida por un aumento moderado de la distancia estratégica, conlleva el aumento de la rivalidad entre grupos superando a la rivalidad intragrupo.

No obstante, Hatten y Hatten (1987) sugieren que parece difícil concluir que el decrecimiento en la distancia estratégica disminuya la rivalidad entre grupos. Contrariamente, una asimetría decreciente de recursos llevaría a que las posiciones producto-mercado puedan ser más "contestables". Las empresas con recursos similares son capaces de "contestar" las posiciones producto-mercado de las demás con mayor facilidad que las empresas que no los poseen. Esto implica que la rivalidad potencial aumenta al reducirse la distancia estratégica.

En cualquier caso, algunos autores también argumentan que esta falta de consenso puede deberse a problemas operativos, como los derivados de la heterogeneidad de medidas de rivalidad empleadas (Smith et al., 1997). En esta línea, una serie de trabajos sigue un enfoque cognitivo para estimar la rivalidad desde un punto de vista subjetivo, tomando como partida las percepciones de los decisores del sector, sea de las estrategias de reacción (Vachani, 1990) o de los competidores directos de la empresa (Gripsrud y Gronhaug, 1985; Easton, 1988; Porac y Thomas, 1994; Porac et al., 1995; Lant y Baum, 1995).

Otra corriente utiliza mediciones objetivas a partir de las fuentes disponibles de datos. Entre ellas destacan, en primer lugar, las medidas directas de interacción competitiva, empleando noticias publicadas en periódicos especializados, y que tienen un carácter multidimensional al considerar acciones y reacciones estratégicas empresariales (Smith et al., 1997). Segundo, las medidas indirectas que, normalmente, utilizan indicadores unidimensionales de rivalidad, como el precio/coste (Peteraf, 1993), índice Herfindahl (Cool y Dierickx, 1993), variación conjetural (Amit et al., 1988) y coeficiente

de interdependencia en modelos Gompertz (Carroll y Swaminathan, 1992).

En suma, la existencia de los grupos estratégicos tiene implicaciones directas sobre la conducta de las empresas y sus interacciones competitivas. Sin embargo, no existe consenso con respecto a las distintas proposiciones realizadas, ni en la forma de medir la rivalidad. Este trabajo propone contrastar la rivalidad intra y entre grupos en términos de la medición indirecta de la variación conjetural (Amit et al., 1988; Gollop y Roberts, 1979) y la directa de Smith et al. (1997).

3. EVIDENCIAS EMPIRICAS PREVIAS EN EL SECTOR FINANCIERO.

Tanto en España como en otros países se han realizado diferentes análisis de la rivalidad en la industria financiera desde una perspectiva de los grupos estratégicos.

A nivel internacional destaca una línea de investigación que, utilizando datos de entidades individuales, analiza el poder de mercado con modelos de competencia oligopolística con producto homogéneo y estima parámetros de conducta de output de los agentes; conducta representada por la variación conjetural[1] a nivel de grupos estratégicos de entidades bancarias definidos por su tamaño. Es decir, asume que las conjeturas de una empresa sobre la reacción de otra dependen de sus tamaños relativos en el mercado (Gollop y Roberts, 1979). En la misma se encuadran los trabajos de Spiller y Favaro (1984) en el mercado uruguayo de créditos, y de Berg y Kim (1994) en el mercado noruego de depósitos y créditos.

La fundamentación teórica de esta corriente se apoya en los siguientes argumentos (Amit et al., 1988): i) en industrias caracterizadas por empresas con diferentes combinaciones de alcance y de activos competitivos, puede que no sea necesario o práctico considerar las conjeturas de todos los rivales, por lo que el análisis se centra en

[1] La variación conjetural refleja las expectativas que los agentes tienen de los distintos comportamientos estratégicos de las entidades. Constituye la estimación subjetiva por parte de un agente del efecto que tendrá un incremento de un 1% de la cantidad ofertada sobre el aumento de la cantidad ofertada por otro agente. Esta noción se corresponde con los casos de competencia pura, Cournot o empresa seguidora Stackelberg, y monopolio o líder Stackelberg, cuando la derivada de la cantidad total ofertada respecto a la ofertada por cada agente toma valores de cero, uno, y superior a uno respectivamente (Freixas, 1996).

los grupos estratégicos, es decir, en uno de los competidores de cada grupo que basan su estrategia de negocio en una ventaja competitiva similar. ii) La definición de los grupos estratégicos se efectúa en términos de tamaño de la empresa -siguiendo la tradición de la Organización Industrial (Caves y Pugel, 1980; Lahti, 1983; Primeaux, 1985)-, en la medida en que el alcance de las empresas constituye el rasgo distintivo de las industrias con un producto homogéneo, y el tamaño empresarial es una dimensión razonable del alcance.

En el caso de las instituciones financieras españolas se han realizado distintos estudios empíricos, en los que se advierten acercamientos diferentes. Una corriente de investigación, desde la perspectiva de la variación conjetural, examina las interacciones estratégicas entre las entidades de forma desagregada[2]. En esta línea estarían los trabajos de Coello (1994) y García et al. (1998) que, apoyándose en el estudio de Spiller y Favaro (1984), plantean modelos de competencia oligopolística con diferenciación de producto vía calidad de servicio, y hacen depender las variaciones conjeturales del tamaño de las entidades. Sin embargo, distinguen grupos de entidades[3] en función de sus diferencias jurídicas (bancos y cajas de ahorro).

Otra corriente analiza la rivalidad intra y entre grupos estratégicos siguiendo la metodología de Cool y Dierickx (1993), que mide la rivalidad con el índice Herfindahl y define grupos estratégicos aplicando análisis cluster a múltiples variables de estrategia. Destaca el trabajo de Céspedes (1996) que identifica grupos estratégicos en la banca española en el período 1986-91, considerando 16 dimensiones de estrategia y distinguiendo productos de pasivo y de activo.

En suma, los análisis de rivalidad realizados en el sector financiero desde el ámbito de los grupos estratégicos, difieren en el colectivo de entidades estudiadas, en los períodos de tiempo escogidos, en las dimensiones estratégicas y el sentido dado a las mismas, en la metodología aplicada, en la medición de la rivalidad y, por tanto, en las conclusiones obtenidas. Este trabajo propone contrastar la rivalidad intra y entre grupos en el mercado español de depósitos en términos de la medición indirecta de la variación conjetural (Amit et al.,

---

[2] Otros trabajos en la banca española siguen un enfoque agregado, apoyándose en el planteamiento de Bresnahan (1982), Lau (1982), Alexander (1988), Shaffer (1989, 1993) o Shaffer y DiSalvo (1994). Cabe citar los de Gual y Ricart (1990), Lorences (1991), Sastre (1991) y Gual (1992; 1993).

[3] Otros trabajos a nivel desagregado, como los de Espitia et al. (1991a) y Espitia y Santamaría (1994), no distinguen grupos estratégicos.

1988; Gollop y Roberts, 1979) y la directa de Smith et al. (1997).

4. METODOLOGIA.

La metodología desarrollada en orden a alcanzar dichos objetivos cubre las siguientes etapas: determinación de la rivalidad intra y entre grupos en el mercado español de depósitos bancarios utilizando dos enfoques de medición, uno indirecto mediante la estimación de la variación conjetural, y una medida directa a través de las noticias sobre acciones y reacciones estratégicas detectadas en las publicaciones.

En la primera etapa se estiman los parámetros de variación conjetural para una entidad de referencia de cada grupo estratégico. Para ello, se propone un modelo que combina los siguientes planteamientos: i) expresa las conjeturas de una entidad acerca de las reacciones de los competidores en términos de su posición en la distribución de tamaño, en línea con Gollop y Roberts (1979) y Berg y Kim (1994); y ii) incorpora cierta diferenciación de producto, así como la función de ingresos y costes de los depósitos planteados por Coello (1994).

En concreto, el modelo propuesto considera el mercado de depósitos conformado por n entidades bancarias que producen un output homogéneo, y que se enfrenta a una función de demanda inversa de depósitos

$$P = D(Y) = D(\sum_{j} y_j) \qquad j=1,...,n$$

con $D'(Y)>0$; donde P es el precio, Y el output del mercado (volumen de depósitos), e y_j el output de la entidad j. Siguiendo a Coello (1994), la función $D(Y)$ se puede interpretar como el coste de oportunidad de los depósitos o rentabilidad que el depositante puede obtener en un mercado alternativo de igual liquidez y riesgo (mercado de un activo financiero seguro -deuda pública-). Asimismo, se considera cierta diferenciación de output entre las entidades, cuantificándola en términos monetarios mediante la variable v_j, denominada calidad de servicio, que recoge características individuales de las entidades, cuya combinación representa el tipo de interés implícito que obtiene el depositante al elegir la entidad j.

Dado un volumen de depósitos y_j ofrecido por la entidad *j*, su coste será $r_{dj}=(D(Y)-v_j)$, donde r_{dj} es el tipo de interés explícito de los depósitos. Esta relación refleja la idea de sustituibilidad entre v_j y r_{dj}, ya que a mayor calidad del producto financiero de la entidad *j*, dicha entidad puede permitirse remunerar menos sus depósitos porque los depositantes obtienen un beneficio adicional de la calidad de servicio (Coello, 1994).

Los beneficios de la entidad *j* a maximizar vienen dados por $\pi_j(y_j)=Py_j-c_jy_j=[R-r_{dj}]y_j-c_jy_j$, $j=1,...,n$ donde *R* es el ingreso por cada unidad de depósito. R consta de remuneración de reservas obligatorias ($r_r\lambda$) y de remuneración del resto de depósitos en el mercado interbancario ($r_b(1-\lambda)$); donde r_r es la remuneración fijada para las reservas bancarias, λ el coeficiente de reservas obligatorias, y r_b el tipo de interés interbancario. Por tanto, $R=r_r\lambda+r_b(1-\lambda)$, siendo r_r, λ y r_b variables exógenas para la entidad bancaria. Asimismo, la calidad de servicio v_j se considera dada; y la entidad elige únicamente la cantidad de depósitos deseada -el análisis es a corto plazo- (Coello, 1994). Finalmente, respecto a los costes operativos, se asume que las entidades tienen rendimientos constantes, por lo que el coste medio y el coste marginal coinciden, y son constantes (c_j).

Las condiciones de primer orden para la entidad j se pueden expresar:

$$\frac{\partial \pi_j}{\partial y_j} = P + y_j \frac{\partial p}{\partial Y}\left(1+\sum_{i\neq j}\frac{\partial y_i}{\partial y_j}\right) - c_j = 0 \qquad j=1,...,n \qquad (1)$$

Operando se llega a la siguiente expresión que relaciona el margen operativo de la entidad con variables de estructura de mercado y de conducta:

$$\frac{P - c_j}{D(Y)} = \frac{Sj}{\varepsilon}\left(1+\sum_{i\neq j}\frac{\partial y_i}{\partial y_j}\right) \qquad j=1,...,n,$$

donde, $S_j=(y_j/Y)$ es la cuota de mercado de la entidad *j*, c_j el coste operativo marginal ($\partial C_j/\partial y_j$), ε la elasticidad precio de la función agregada de demanda de depósitos del mercado $(\partial Y/\partial D(Y))(D(Y)/Y)$, y $(\partial y_i/\partial y_j)$ la variación conjetural de la entidad *j* o expectativas que tiene acerca de la reacción de la entidad *i* ante un

cambio inicial de output de la entidad *j*. Se debe indicar que si el sector financiero estuviese en competencia perfecta, el $\lim_{n\to\infty}(y_j/Y)=0$, el $\lim_{n\to\infty}(\varepsilon_j)=\infty$ y la $(\partial y_i/\partial y_j)=0$, en cuyo caso la ecuación anterior llegaría a ser la condición familiar de igualdad entre el precio del output y su coste marginal. Por su parte, si el sector estuviese organizado monopolísticamente, es decir, n=1, entonces $y_j=Y$, $\varepsilon_j=\varepsilon$, siendo $(\partial y_i/\partial y_j)$ indefinida. Por tanto, sólo en un sector financiero oligopolístico, las condiciones de primer orden de cada entidad vienen afectadas por las conjeturas sobre las reacciones de los competidores.

En la medida en que el propósito de nuestro estudio es analizar el patrón existente de interdependencia oligopolística[4], resulta especialmente relevante distinguir entre las n-1 conjeturas[5] de la entidad *j*. Para ello, se asume que el tamaño del rival es el rasgo distintivo en una industria caracterizada por un producto homogéneo (Gollop y Roberts, 1979), por lo que las represalias esperadas por las empresas en un mercado oligopolístico de este tipo dependen del tamaño del rival (Spiller y Favaro, 1984). Como consecuencia, las conjeturas de una entidad sobre las reacciones de los competidores se modelizan en términos de la posición de los competidores en la distribución del tamaño. Así, las n entidades se ordenan por el tamaño del output y, de acuerdo con Gollop y Roberts (1979), se forman *s* grupos[6] mutuamente exclusivos con $T_s=u$ (u=1,...,s) entidades en cada grupo -el número de empresas (u) de cada subconjunto no necesita ser igual; y el número de grupos *s* y los integrantes de cada uno de ellos vienen determinados por la distribución por tamaño de las empresas existente en la industria seleccionada-.

Uno de los objetivos del trabajo es contrastar si las conjeturas de una entidad varían entre las clases de tamaño de sus rivales, pero no se pretende estimar aquellas diferencias en las expectativas de una empresa debidas a diferenciales puros de tamaño en la capacidad productiva de las rivales[7]. Es decir, se trata de aislar aquellas discrepancias en las conjeturas que, si bien son una función del tamaño, son independientes de las diferencias puramente técnicas o de capacidad física de respuesta de sus competidores. Ello implica la

[4] Si nuestro objetivo radicara en contrastar únicamente la existencia de interdependencia oligopolística, sería suficiente con estimar la respuesta de output agregada de las restantes n-1 entidades que anticipa la empresa j $(\partial(\Sigma_{i\neq j}y_i)/\partial y_j)$.

[5] No obstante, la estimación del importante número de variaciones conjeturales (n-1) que, en el límite, puede tener cualquier entidad, quedaría afectado por la disponibilidad de grados de libertad.

siguiente transformación de las condiciones de primer orden para expresar las conjeturas en términos relativos:

$$\frac{P - c_j}{D(Y)} = \frac{S_j}{\varepsilon}\left[1 + \sum_{u=1}^{s}\left(\sum_{i\in u\ i\neq j} y_i\right)\beta_{ju}\right] \qquad j=1,...,n$$

donde, $\beta_{ju}=\partial\ln(\Sigma_{i\in u,i\neq j}y_i)/\partial y_j$ se define como la variación conjetural de la entidad *j* con respecto a la reacción relativa de las entidades de la clase de tamaño *u*. Dado que $r_{dj}=D(Y)-v_j$, dicha expresión se puede reescribir como:

$$\frac{R - r_{dj} - c_j}{r_{dj}} = \frac{S_j}{\varepsilon}\left[1+\sum_{u=1}^{s}\left(\sum_{i\in u\ i\neq j} y_i\right)\beta_{ju}\right].\left[1 + \frac{v_j}{r_{dj}}\right] \qquad j=1,...,n \qquad (2)$$

Asimismo, se podría definir las conjeturas en la forma convencio-

---

6 Una línea de investigación en la banca española enfatiza la importancia de la especialización productiva en la formación de los grupos estratégicos. En ella se encuadran los estudios de Gual y Vives (1991), Gual y Hernández (1991), Sánchez y Sastre (1995), Freixas (1996), Maudos et al. (1998), Tortosa (1999), Pérez et al. (1999), Pérez et al. (2000), Pastor et al. (2000) y Maudos y Pastor (2000), que utilizan el análisis cluster, pero no examinan la rivalidad en términos de variaciones conjeturales. Su lógica radica en que la especialización productiva también es una variable estratégica clave en dicho sector (Freixas, 1996; Maudos et al., 1998; Pérez et al., 1999), dado que el negocio bancario es una actividad altamente segmentada en la que las entidades compiten a través de la especialización de su oferta y el desarrollo de una gama selectiva de productos y servicios (Gual y Hernández, 1991). Así, Sánchez y Sastre (1995) concluyen que en el caso español la especialización productiva, en mayor medida que el tamaño, determina el comportamiento y los resultados de las entidades bancarias en 1992. Igualmente, Espitia et al. (1991b) detectan que la especialización por segmento de producto-mercado -en lugar del tamaño- explica las diferencias de resultados de las empresas bancarias españolas entre 1983 y 1985. Por su parte, Manzano y Sastre (1995) detectan un efecto significativo de la especialización productiva sobre el margen de explotación bancario entre 1987 y 1993, así como una relación importante del tamaño con dicho margen aunque ésta última no es tan clara para algunos indicadores usuales de tamaño.

Sin embargo, otra corriente de investigación define grupos estratégicos según su forma jurídica (bancos y cajas) y, apoyándose en la propuesta de Spiller y Favaro (1984), estiman variaciones conjeturales haciéndolas depender del tamaño de las entidades; al mismo tiempo el modelo de conducta considera cierta diferenciación de producto vía calidad del servicio. En esta línea, Coello (1994) encuentra una relación positiva entre el tamaño de la entidad financiera y el nivel competitivo entre 1985-93. Por su parte, García et al. (1998) evidencian que el tamaño de la entidad (proxy de la conjetura), bajo diferentes supuestos sobre la estructura del mercado en el que compite, está relacionado positivamente con los resultados de los bancos, y negativamente con los resultados de las cajas entre 1992-94. En virtud de esta última corriente, nuestro trabajo trata de estimar variaciones conjeturales en un modelo con cierta diferenciación de producto vía calidad de servicio, pero teniendo en cuenta grupos atendiendo al tamaño.

7 Las diferencias en las conjeturas debidas a discrepancias en la capacidad productiva de las rivales, vienen recogidas expresamente en una modelización de las conjeturas especificadas como respuestas absolutas: $\partial(\Sigma_{i\in u,i\neq j}y_i)/\partial y_j$).

nal de las elasticidades, lo que requiere transformar las condiciones de primer orden a la siguiente:

$$\frac{R - r_{dj} - c_j}{r_{dj}} = \frac{S_j}{\varepsilon}\left[1 + \sum_{u=1}^{s}\left(\sum_{i\in u\ i\neq j} y_i \Big/ y_j\right)\gamma_{ju}\right]\cdot\left[1 + \frac{v_j}{r_{dj}}\right] \qquad j=1,...,n \quad (3)$$

donde $\gamma_{ju}=\partial \ln(\Sigma_{i\in u, i\neq j} Y_i)/\partial \ln y_j$.

En estas formulaciones las variaciones conjeturales de una determinada entidad *j* podrían variar a través de las clases de tamaño de sus competidores; y las conjeturas con respecto a la reacción de una clase de tamaño dada también podrían variar a través de las n entidades. Sin embargo, la estimación de estos parámetros todavía quedaría afectado por la disponibilidad de grados de libertad. Ello se puede evitar considerando que todas las empresas de una determinada clase de tamaño tienen idéntico vector de conjeturas a través de las clases de tamaño (Gollop y Roberts, 1979).

En cualquier caso, este esquema de trabajo tiene la propiedad indeseable de que dos empresas de similar tamaño, pero asignadas a diferentes clases de tamaño, tendrían unas conjeturas más parecidas a los restantes miembros de su clase que a los de la otra; o, con otras palabras, a menos que la distribución de las empresas por tamaño genere inusualmente una agrupación en torno a los *s* tamaños de empresa, la anterior hipótesis de homogeneidad está reñida con la naturaleza continua de los datos. Una posible solución de este problema consiste en adoptar un algoritmo menos restrictivo, que supone elegir un número arbitrario r ($1 \leq r \leq n$) de observaciones de referencia[8] βt (t=1,2,...,r) y expresar las ecuaciones de conducta de las n empresas en términos de las conjeturas de las entidades colindantes de referencia (Gollop y Roberts, 1979). En esta línea, las condiciones de primer orden de la entidad *j* cuyo tamaño se encuentra entre las de referencia, βt y βt+1, se expresan como:

[8] Un requerimiento de Gollop y Roberts (1979) es que la entidad más pequeña y la más grande son incluidas como observaciones de referencia. Además, r viene limitada en la práctica por los grados de libertad disponibles, de forma que r se incrementa en uno conforme la cifra de parámetros conjeturales aumenta con el número de clases s de tamaño.

$$\frac{R - r_{dj} - c_j}{r_{dj}} = \frac{S_j}{\varepsilon}\left[1+\sum_{u=1}^{s}\left(\sum_{i\in u\ i\neq j} y_i\right)\left(w_t+\beta_{tu}+w_{t+1}\beta_{t+1,u}\right)_{ju}\right]\cdot\left[1+\frac{v_j}{r_{dj}}\right] \qquad (4)$$

para la forma semilogarítmica (2) de las conjeturas (j=1,...,n; u=1,...,s) y

$$\frac{R - r_{dj} - c_j}{r_{dj}} = \frac{S_j}{\varepsilon}\left[1+\sum_{u=1}^{s}\left(\sum_{i\in u\ i\neq j} y_i \Big/ y_j\right)\left(w_t\gamma_{ju}+w_{t+1}\gamma_{t+1,u}\right)\right]\cdot\left[1+\frac{v_j}{r_{dj}}\right] \qquad (5)$$

para la variación conjetural logarítmica (3) (elasticidades). En estas ecuaciones de conducta los coeficientes w son las ponderaciones, determinadas a través de las distancias de output entre la entidad j y las de referencia -β_t y β_{t+1}- que, de este modo, suman 1. Para $j=\beta_t$ (observación de referencia), w_t=1 y w_{t+1}=0, las ecuaciones (4) y (5) se reducen a las ecuaciones (2) y (3) respectivamente. En general, el modelo sólo especifica paramétricamente las conjeturas de las entidades de referencia; mientras que las conjeturas de las entidades que no son de referencia se expresan como combinaciones lineales de las conjeturas de las observaciones de referencia. Cuanto más se acerca el tamaño de la entidad j al tamaño de la de referencia, mayor papel jugará la entidad j en la estimación de las variaciones conjeturales de la de referencia. Esta estructura incorpora explícitamente la hipótesis indicada anteriormente de que las entidades de parecido tamaño tendrán con gran probabilidad similares vectores de conjeturas a través de las s clases de tamaño. Finalmente, para conocer el grado de competencia de la entidad j se tendrá en cuenta el valor estimado de su elasticidad conjetural, de forma que si es negativa existe competencia, y si es positiva refleja colusión (ambos con referencia a la situación Cournot).

En suma, el modelo a estimar queda sintetizado en dos sistemas de ecuaciones de conducta, semilogarítmico (4) y logarítmico (5), donde cada uno incluye tantas ecuaciones como grupos de tamaño se hayan considerado. Cada sistema de ecuaciones no lineales (causada por la elasticidad precio) presenta diecisiete parámetros desconocidos. En cada ecuación se introduce el término de error e_j, y se admiten relaciones entre las perturbaciones de las entidades. Todas las variables son endógenas en las ecuaciones a estimar, en la medida en

que el margen operativo de la entidad y su cuota de mercado se eligen simultáneamente por las entidades bancarias al decidir y_j; por lo que la estimación adecuada requiere utilizar variables instrumentales. El procedimiento de estimación a aplicar es "mínimos cuadrados en tres etapas", y se selecciona la especificación -semilogarítmica o logarítmica- que mejor se ajusta a los datos en función del R^2. Por último, el contraste de diversas hipótesis acerca de las variaciones conjeturales estimadas permitirá examinar si la rivalidad es menor intra que entre grupos estratégicos.

En la segunda etapa se efectúa una medición directa de la rivalidad intra y entre grupos estratégicos, a través del análisis del contenido de un conjunto de noticias -publicadas en periódicos y revistas especializadas- sobre acciones y reacciones competitivas de las entidades en el mercado de depósitos. Este examen se concretará en seis medidas de conducta competitiva: actividad competitiva, instigación a la rivalidad, propensión a lanzar nuevos productos, propensión a la apertura de nuevas oficinas, velocidad de respuesta e imitación (Smith et al., 1997). La aplicación de análisis de la varianza y de diversos contrastes estadísticos permitirá demostrar si la rivalidad intragrupo es menor que entre grupos.

5. MUESTRA, DATOS Y VARIABLES.

El proceso metodológico presentado en el epígrafe anterior se desarrolla a continuación en el mercado español de depósitos bancarios entre 1986-88; ejemplo interesante para analizar los objetivos planteados en la medida en que el modelo propuesto, competencia oligopolista con producto homogéneo y cierta diferenciación de producto a través de la calidad del servicio, puede resultar adecuado para recoger las interacciones competitivas manifestadas entre las entidades bancarias españolas en dicho período de los ochenta. Básicamente, dicho modelo se corresponde con uno de competencia

[9] Se asume que los participantes en el mercado español de depósitos compiten en un mercado con bien heterogéneo, al entender que los depósitos ofrecidos por las distintas entidades no constituyen sustitutivos perfectos desde el punto de vista de los depositantes. Precisamente, la introducción de diferenciación de producto vía calidad de servicio, que tiene en cuenta características individuales para cada entidad, permite recoger el tipo de interés implícito que tienen las características no de precios consideradas en la calidad de servicio (Coello, 1994).

monopolística[9] en el que la variable estratégica es la calidad del servicio, que, en versiones preliminares de este estudio, ha venido determinada fundamentalmente por la red de oficinas. Este tipo de rivalidad (competencia en oficinas) se ajusta bien a la situación del sistema bancario español durante los años setenta y ochenta[10]. En esta línea, la interpretación del modelo acerca de que las entidades modifican su oferta de depósitos como reacción a las acciones de otras entidades, puede resultar apropiado para reflejar la rivalidad entre entidades bancarias en dicho intervalo temporal.

En realidad, el intervalo temporal 1986-88 puede caracterizarse como un período de entorno aún estable en el que las entidades operan con márgenes regulados y con barreras significativas frente a competidores potenciales. Sin embargo, Gual y Vives (1991) indican que las regulaciones no excluyen la posibilidad de que las empresas compitan en aquellas dimensiones en las que no se establecen limitaciones. En particular, con tipos de interés controlados, las entidades pueden competir en la apertura de oficinas para captar pasivo[11]. De hecho, Gual y Vives (1991) y Maudos (2001) evidencian que no se puede rechazar la hipótesis de comportamiento no cooperativo en términos de apertura de oficinas para las cajas de ahorro entre 1984-88, así como para los bancos y cajas de ahorro entre 1986-90, respectivamente. En suma, el entorno de control de precios propicia un desplazamiento de la competencia entre entidades al ámbito de la oferta de servicios, lo que se refleja en un incremento espectacular del número de oficinas bancarias.

Por otro lado, la consideración de un ámbito de estudio centrado exclusivamente en el mercado de depósitos viene posibilitada empíricamente porque de los tres mercados en los que intervienen las entidades financieras españolas, el mercado interbancario se encuentra en condiciones de competencia perfecta -una entidad no puede influen-

---

[10] En cambio, a partir de 1989 se inicia el período de "guerra del pasivo", caracterizado por un cambio en la principal variable estratégica de manera que se pasa a un régimen de competencia en precios (Canals, 1993; Gual, 1994).

[11] La regulación de tipos induce a las instituciones financieras a competir a través de la (sobre) inversión en servicios y proximidad al cliente (red de oficinas). Esta proliferación de sucursales y la cierta tendencia a la aglomeración inducida es fácilmente explicable en términos de teoría de la localización, dado que cuando los tipos están fijos las empresas tienen incentivos a ubicarse donde se halla localizada la demanda y a competir en términos de calidad (proximidad geográfica) con más sucursales. Cuando los tipos son libres este patrón de localización agudiza la competencia en precios. Las empresas tienen incentivos a relajar la competencia en precios diferenciándose, ubicándose a más distancia por ejemplo (Gual y Vives, 1991).

ciar el precio de mercado-, lo que junto al supuesto de costes separables en los otros dos mercados oligopolísticos, de créditos y de depósitos, permite trabajar en cada uno de ellos de forma independiente (Coello, 1994).

A. Muestra. Se incluyen 88 bancos, que representan el 99,97% del mercado bancario español de depósitos en 1988. Las entidades involucradas en algún proceso de fusión han sido tratadas por separado hasta el momento de la fusión. Se han desestimado las cooperativas de crédito por su participación residual, así como las entidades que presentan valores aberrantes o en liquidación. De igual modo, las cajas de ahorro han quedado excluidas debido a que, por un lado, la apertura de sus oficinas fuera del territorio de la Comunidad Autónoma en que radica su sede social, o en las cinco ciudades de mayor importancia financiera, no queda liberalizada hasta comienzos de 1989 (Gual y Vives, 1991), lo que condicionó el tipo de respuesta competitiva de estas instituciones a las acciones de sus competidores[12]. Por otro lado, a pesar de la homogeneización en la regulación del marco de actuación de bancos y cajas de ahorro que ha implicado la completa equiparación de la capacidad operativa de ambos tipos de entidades desde 1977 (Gual y Vives, 1991), persisten diferencias de tipo estructural entre ambos grupos de entidades que condicionan un diferente comportamiento de las mismas (Manzano y Sastre, 1995). En suma, las diferencias entre ambos grupos de entidades, destacadas en numerosos trabajos del sistema bancario español, así como las restricciones a la apertura de oficinas indicada para las cajas, han conducido a que las relaciones examinadas en este trabajo se estimen para los bancos por separado.

B. Variables. Cabe distinguir las siguientes: i) Variables delimitadoras de los grupos estratégicos. Se aplica el tamaño de la empresa -en virtud de lo señalado en la nota a pie 6 y de la tradición de la Economía Industrial (ver sección 3)-, definido por el volumen de depósitos al cierre del ejercicio. No existe una clasificación universal por tamaños. De hecho, diversos autores realizan diferentes segmentaciones para un mismo colectivo y período de tiempo (Gual y Hernández, 1991). En este trabajo se consideran tres grupos, al igual que en otros estudios del sector (p.e. Freixas, 1996), con lo que se

[12] De hecho, la agrupación de los 88 bancos y 78 cajas de ahorros en tres clases de tamaño produce grupos estratégicos poco homogéneos en 1988 (ver el apéndice).

mantiene la coherencia con ellos y permite operar con un número reducido de grupos que no dificulte en exceso el análisis empírico posterior. Asimismo, los límites de separación se establecen buscando cierta homogeneidad de tamaños en cada categoría, siendo los siguientes: grandes (depósitos>750.000 millones pts), medianos (49.000 millones<depósitos<750.000 millones) y pequeños (depósitos<49.000 millones pts).

ii) Variables en la modelización de la variación conjetural. Siguiendo a Coello (1994), se han considerado, por un lado, las obtenidas de los boletines estadístico y económico del Banco de España: a) el tipo de interés interbancario (r_b), considerándose representativo el de las operaciones a tres meses; b) la remuneración media del coeficiente de caja (r_r); y c) el nivel legal del coeficiente de caja (λ).

Por otro, las siguientes variables cuya información se obtiene del balance y cuenta de resultados: a) Tipo de interés explícito que paga la entidad *j* por sus depósitos (r_{dj}). Dada la ausencia de información pública sobre tipos de interés individualizados por tipo de operación y entidad, nuestro trabajo utiliza un tipo medio del coste de los depósitos elaborado a partir de los costes financieros y del volumen de depósitos[13]. b) Volumen de depósitos (y_j). Con el fin de que esta variable resulte consistente con la medición de r_{dj} indicada en el párrafo anterior, nuestro trabajo utiliza un concepto más amplio que el de depósitos, definido por la suma de las partidas de "acreedores", "intermediarios financieros", "empréstitos" y "otras obligaciones a pagar" del balance. c) El coste marginal de explotación se mide, por el supuesto de rendimientos constantes a escala, a partir de los costes operativos reflejados en la cuenta de Pérdidas y Ganancias, que son prorrateados por el volumen de pasivo exigible de la entidad.

Con respecto a la calidad del servicio (v_j), ésta recoge aquellas características de la entidad *j*, cuya combinación representa el tipo de interés implícito que el depositante obtiene al elegir dicha entidad. Se define, por simplicidad analítica y empírica, como función lineal ($vj=\alpha_0+\alpha_1x_1+..+\alpha_nx_n$) dependiente de las dimensiones cuya combina-

---

[13] Estrictamente hablando, el concepto de depósitos se corresponde con los "depósitos de ahorro" (véase el boletín estadístico del Banco de España). Ahora bien, dado que la cuenta de pérdidas y ganancias no ofrece información desagregada de los costes financieros, no es posible el cálculo del precio de los depósitos en sentido estricto, sino que sólo puede calcularse el precio de un concepto más amplio como es la suma de las partidas de "acreedores", "intermediarios financieros", "empréstitos" y "otras obligaciones a pagar", del balance.

ción sea más significativa en la estimación del sistema de ecuaciones. Entre ellas se considera las oficinas por km^2, empleados por oficina y depósitos por oficina, extraídas de los anuarios estadísticos de la banca privada. Finalmente, las variables instrumentales necesarias para estimar los sistemas de ecuaciones son los propios regresores desfasados (Coello, 1994).

iv) Variables de conducta competitiva a partir de las noticias de acciones y reacciones divulgadas en la base de datos BARATZ[14]; teniendo en cuenta que Smith et al. (1997) definen (a partir de Schumpeter, 1950) "acciones competitivas" a los movimientos competitivos[15] específicos y detectables, tales como recortes de precios, introducción de nuevos productos, expansión a nuevos mercados, promoción especial, entre otros, iniciados por una empresa para defender o mejorar su posición competitiva relativa. Por su parte, una "respuesta competitiva" es un movimiento competitivo de contraataque (a una acción competitiva inicial), discernible y observable, llevado a cabo por una empresa con respecto a uno o más competidores para defender o mejorar su posición (Porter, 1980).

a) Actividad competitiva. Se define por el número de movimientos competitivos (incluyen acciones y respuestas) de una entidad en un año; b) instigación a la rivalidad. Viene dada por el ratio "nº de primeros movimientos de una empresa en un año/nº total de movimientos que tuvo" (se asume que una empresa no instiga una guerra competitiva cuando no se mueve la primera, dado que actuaría como seguidora). Un ratio elevado sería indicativo de instigación a la rivalidad, mientras que un ratio bajo sugiere que la empresa es un "reactor"; c) propensión a lanzar nuevos productos. Muestra si una entidad es proclive a introducir nuevos productos. Se mide como "% de movimientos de lanzamiento de nuevos productos (acciones y respuestas)/nº total de movimientos de una entidad en un año"; d) propensión a la apertura de nuevas oficinas: Viene dada por el ratio "porcentaje de nuevas oficinas abiertas/nº total de movimientos de una entidad en un año"; e) velocidad de respuesta. Indica la cantidad

[14] Proporciona el título y un resumen de las noticias publicadas en 28 periódicos de ámbito nacional o regional, así como de contenido general y/o especializado.

[15] Este estudio se centra -en la terminología de Caves (1984)- en los movimientos de rivalidad entre las empresas implicadas. La rivalidad se puede definir como el intercambio de movimientos competitivos entre las empresas de un mercado (Porter, 1980). Smith et al. (1997) proponen el examen de las acciones y respuestas competitivas como alternativa de estudio de la interacción competitiva. No se debe olvidar que la forma en que una empresa actúa y responde en un mercado determina sus resultados (Porter, 1980).

de tiempo que una empresa tarda en responder a la acción de un competidor. Se define como el tiempo promedio de retraso, en días, de las respuestas de una entidad a las acciones de sus competidores en un año; y f) imitación de una respuesta a una acción. Refleja el grado de duplicación implicado en cada respuesta. Se mide con una dummy que asigna un 1 cuando ambas coinciden y 0 en caso contrario.

La forma de operar en la base de datos se inicia con la distinción entre acciones y respuestas. La identificación de las respuestas competitivas de las entidades se efectúa seleccionando aquellas noticias donde aparecen expresiones del tipo "en respuesta a..", "siguiendo..", "bajo la presión de..", "reaccionando a..", etc., tomando como partida la última fecha del período temporal (31 Diciembre 1988). A continuación, se busca la noticia de la acción inicial a la que viene referida cada respuesta, yendo hacia atrás día a día, hasta el 1 Enero 1986. Finalmente, se identifican las acciones competitivas para las que no se observa respuesta competitiva. Por tanto, este método permite identificar los primeros actores y todos los que responden con un orden temporal de respuesta a una acción inicial.

6. RESULTADOS OBTENIDOS.

6.1. Estimación de la Variación Conjetural.

Con carácter previo, conviene caracterizar los grupos estratégicos de entidades bancarias en 1988. En concreto, el primer grupo (G.I) integra a los siete grandes, de ámbito nacional, representando en su globalidad el 61,85% del mercado total. El segundo grupo (G.II) consta de treinta y seis entidades medianas, de carácter nacional o regional, que, en su conjunto, suponen una cuota del 34,07%. Las cuarenta y cinco restantes conforman el tercer grupo (G.III) o entidades pequeñas -locales o regionales- que, en su totalidad, configuran el 4,04% del mercado de depósitos bancarios. Las entidades nacionales compiten en los mercados locales más importantes; las regionales rivalizan con las entidades nacionales, mientras que las locales compiten con las regionales o nacionales. Por otro lado, las entidades de referencia en cada grupo sobre las que se especifican las conjeturas incluyen la de mayor tamaño en cada grupo (observaciones 1, 8 y 44)

y la menor en la muestra (observación 88), representando el 15,5%, 2,71%, 0,24% y 0,000005% de los depósitos totales bancarios respectivamente.

En la primera etapa de la metodología se estiman por mínimos cuadrados en tres etapas los dos sistemas -semilogarítmico (4) y logarítmico (5)- de tres ecuaciones de conducta relativas a los grupos estratégicos respectivos de tamaño. En ellos se ha considerado razonable la utilización de la estimación exógena realizada por Coello (1994) de la elasticidad precio de la función agregada de demanda de depósitos de ε=0,01[16] para el período diciembre 1985-junio 90, entre los que se incluye el intervalo temporal 1986-88 estudiado en este trabajo. El cuadro 1 muestra la estimación de los parámetros de la especificación semi-logarítmica del sistema, seleccionada de cara a análisis posteriores debido a su mayor coeficiente de determinación.

Tomando como punto de partida las conjeturas de las entidades de referencia, se puede evaluar el patrón de interdependencia entre las mismas en el mercado español de depósitos bancarios. En concreto, el sistema empleado evidencia la significatividad de los coeficientes de rivalidad estimados dentro de los grupos I, II y III, así como los correspondientes a la existente entre dichos conjuntos de entidades. El nivel cuantitativo de los parámetros β determinará la agresividad concreta de cada entidad, y la posterior realización de contrastes estadísticos (test de ratio de verosimilitud) permitirá demostrar la naturaleza de las respuestas competitivas de las empresas en el mismo grupo y en los diferentes grupos.

Si se compara el comportamiento intragrupo de los tres tipos de entidades se manifiesta que el coeficiente conjetural de las entidades de pequeño tamaño es negativo mientras que el de los dos restantes grupos es positivo aunque siendo el correspondiente al del gran tamaño menor que el del grupo mediano. Además, se rechaza su igualdad (H_0: $\beta_{44,III}=\beta_{1,I}$, $\chi^2_{0,01}(1)=115'4$, p=0'000; H_0: $\beta_{44,III}=\beta_{8,II}$, $\chi^2_{0,01}(1)=116'2$, p=0'000; y H_0: $\beta_{8,II}=\beta_{1,I}$, $\chi^2_{0,01}(1)=-28284'9$, p=0'000), por lo que se evidencia que en el mercado de depósitos el comportamiento competitivo de las entidades dentro del grupo III es más agresivo que los manifestados intragrupo I ó II, siendo a su vez la con-

[16] Curva rígida que viene explicada, por un lado, porque se trata de un mercado de depósitos con altos costes de sustitución por parte de los depositantes y por ello los agentes reaccionan con más rigidez ante variaciones del tipo de interés; y por otro, por la amplia definición de depósitos utilizada que impide detectar la sustituibilidad entre los diversos tipos de depósitos (Coello, 1994).

ducta intragrupo I de mayor grado competitivo que la intragrupo II. El rechazo de las hipótesis nulas sugiere diferencia estratégica intragrupo.

Por otro lado, la conducta entre agentes de distinto grupo. En primer lugar, la conjetura que las entidades de gran tamaño tienen sobre las medianas es menor que la que esperan las medianas de las de gran tamaño. Dicha conducta se puede confrontar con el contraste H_0: $\beta_{1,II}=\beta_{8,I}$, cuya $\chi^2_{0,01}(2)$=-42909'8 (p=0'000) permite inferir que las entidades del grupo I tienen un mayor grado competitivo, es decir, esperan un mayor grado de acomodación de las del grupo II de la que esperan las del grupo II con respecto al grupo I. Esta mayor reacción del grupo II a las acciones del grupo I que viceversa, permite decir que las entidades del grupo I, de mayor tamaño, actúan como líderes en esta industria. En segundo lugar, la conjetura que los bancos de pequeño tamaño tienen sobre los medianos es menor que la que se espera al contrario, siendo rechazada su igualdad (H_0: $\beta_{8,III}=\beta_{44,II}$, $\chi^2_{0,01}(2)$=-2793'9, p=0'000); por lo que los bancos medianos tienen una actitud frente a los pequeños más agresiva que viceversa. En tercer lugar, la conjetura que tiene la gran banca de la pequeña, así como la esperada por la pequeña de la grande son positivas, siendo menor la segunda que la primera (y se rechaza H_0: $\beta_{1,III}=\beta_{44,I}$, $\chi^2_{0,01}(2)$=-74'8, p=0'000); por lo que la pequeña banca espera mayor grado competitivo de la grande. En cualquier caso, el rechazo de las hipótesis nulas sugiere diferencia estratégica intergrupo.

Finalmente, la equiparación de la conducta intra y entre grupos. Ante una modificación de la variable estratégica de la entidad de referencia 1 de G.I, la conjetura que anticipa con respecto a la respuesta de output de las entidades de su propio grupo ($\beta_{1,I}$) presenta un signo positivo; en cambio, la acomodación que dicha entidad espera que realicen sus competidores del grupo II ($\beta_{1,II}$) muestra un signo negativo. Ello implica un mayor grado competitivo entre los grupos I y II que intragrupo I, como respuesta a un cambio de estrategia de la entidad 1 del grupo I. Además, ello viene corroborado por el rechazo del contraste estadístico correspondiente (H_0: $\beta_{1,II}=\beta_{1,I}$; $\chi^2_{0,01}(1)$=29282'3; p=0'000) de homogeneidad en la respuesta esperada. Por su parte, la conjetura que el banco de referencia 1 anticipa del grupo III ($\beta_{1,III}$) es positiva y de mayor magnitud que $\beta_{1,I}$ (también se rechaza H_0: $\beta_{1,III}=\beta_{1,I}$; $\chi^2_{0,01}(1)$=-16171'3; p=0'000), por lo que se espera mayor grado competitivo intragrupo I que entre los grupos I y

III. En consecuencia, no queda claro si la rivalidad es mayor o menor intra o entre grupos ante un cambio estratégico de la entidad 1.

Desde la óptica de la entidad de referencia 8 de G.II, las conjeturas que anticipa con respecto a la respuesta de output de las entidades de su propio grupo II ($\beta_{8,II}$) y de las del grupo I ($\beta_{8,I}$) presentan unos signos positivos, siendo el segundo inferior al primero. El contraste respectivo (H_0: $\beta_{8,I}=\beta_{8,II}$; $\chi^2_{0,01}(1)=2024'3'8$; p=0'000) permite aceptar que la actitud de las entidades del grupo I es más agresiva que la que tienen las del grupo II ante un cambio de la entidad 8 del G.II. De igual manera, la conjetura que el banco de referencia 8 anticipa del grupo III ($\beta_{8,III}$) es positiva, pero menor que $\beta_{8,II}$ (también se rechaza H_0: $\beta_{8,III}=\beta_{8,II}$; $\chi^2_{0,01}(1)=3471'8$; p=0'000), por lo que se espera mayor grado competitivo entre los grupos II y III que intragrupo II. Por tanto, la rivalidad entre grupos es mayor que intragrupo II.

Desde el punto de vista de la entidad de referencia 44 del G.III, la conjetura que anticipa con respecto a la respuesta de output de las entidades de su propio grupo ($\beta_{44,III}$) presenta un signo negativo; en cambio, la acomodación que dicha entidad espera que realicen sus competidores del grupo I ($\beta_{44,I}$) muestra un signo positivo. Ello implica un mayor grado competitivo intragrupo III que entre ambos grupos I y III, como respuesta a un cambio de estrategia de la entidad 44 del grupo III. Además, ello viene corroborado por el rechazo del contraste estadístico correspondiente (H_0: $\beta_{44,I}=\beta_{44,III}$; $\chi^2_{0,01}(1)=-108'8$; p=0'000). Por su parte, la conjetura que el banco de referencia 44 anticipa del grupo II ($\beta_{44,II}$) es negativa pero mayor que $\beta_{44,III}$ (también se rechaza H_0: $\beta_{44,II}=\beta_{44,III}$; $\chi^2_{0,01}(1)=-102'2$; p=0'000), por lo que se espera mayor grado competitivo intragrupo III que entre los grupos II y III. En consecuencia, la rivalidad es mayor intragrupo que entre grupos ante un cambio estratégico de la entidad 44. En suma, si se consideran conjuntamente las respuestas a las acciones de las tres entidades de referencia no se puede asegurar nada acerca de la mayor o menor rivalidad entre grupos que intragrupo; o lo que es lo mismo, las reacciones competitivas no se pueden predecir a partir de la composición de los grupos.

En cuanto a los parámetros de calidad de servicio, todos ellos son significativos. En concreto, $\alpha_{1,I}$ y $\alpha_{1,III}$ son negativos, indicando que cuanto mayor sea el nivel de servicio que los bancos de mayor y de menor tamaño respectivamente ofrecen a los clientes, menor será el margen de beneficio operativo respecto al tipo de interés explícito.

En opinión de García et al. (1998), este resultado parece transmitir la idea de que en los mercados geográficos con mayor nivel de servicio, asociado a un mayor nivel de oficinas/km² disponibles, dichos bancos soportan un mayor nivel de competencia que afecta negativamente a sus resultados.

En cambio, $\alpha_{1,II}$ presenta un signo positivo, lo que evidencia que cuanto mayor sea el ratio de oficinas/Km² en los mercados geográficos que operan los bancos de tamaño mediano, más elevado será su margen operativo. En opinión de Coello (1994), ello sugiere que los depositantes tienen en cuenta la red de oficinas de dichas entidades de cara a invertir sus fondos en el mercado de depósitos, minimizando los costes de desplazamiento en que incurren cuando necesitan recuperar sus fondos. En suma, subyace la idea de que aumentos en el ratio oficinas/km2 supone incrementos de calidad de servicio, y la entidad podría reducir el tipo de interés que paga por sus depósitos.

La constante $\alpha_{0,I}$ es positiva, representando a los elementos que aumentan la calidad de servicio de los depositantes y el margen operativo de la gran banca debido a características no observables. Por contra, las constantes $\alpha_{0,II}$ y $\alpha_{0,III}$ son negativas, reflejando aquellos aspectos que minoran el margen operativo de los bancos de tamaño mediano y pequeño respectivamente.

6.2. Medición Directa de la Rivalidad mediante un Análisis de las Noticias Publicadas.

Esta sección examina la conducta competitiva en el mercado español de depósitos bancarios entre 1986-88, a partir de las noticias publicadas sobre las acciones y respuestas estratégicas de las 88 entidades bancarias de la muestra. Como resultado se detectan 88 acciones -de las que 41 provocan al menos una respuesta- y 71 reacciones. El cuadro 2 ofrece la estadística descriptiva de las seis variables de conducta competitiva[17].

Con el objeto de testar posibles diferencias en la conducta competitiva de las empresas entre los grupos estratégicos, se aplica un MANOVA (ver el cuadro 2). Este análisis evidencia un estadístico F significativo aunque a un nivel inferior al 10%[18], lo que impide sacar conclusiones claras acerca de si los patrones de conducta competitiva

o forma de competir difieren entre los grupos estratégicos. De hecho, los ANOVA univariantes sólo muestran estas relaciones significativas -a un nivel inferior al 5%- de los grupos estratégicos con respecto a la actividad competitiva (frecuencia de movimientos) y a la propensión a lanzar nuevos productos (en proporción a otro tipo de movimientos). Por su parte, el grado de instigación a la rivalidad (el primero que se mueve instiga rivalidad), la propensión a la apertura de nuevas oficinas, la velocidad de respuesta (retardo de respuesta en días) y el nivel de imitación acción-respuesta, no difieren significativamente entre los grupos.

Las diferencias entre los grupos estratégicos de entidades con respecto a las variables de conducta competitiva vienen a sugerir que las compañías de gran tamaño (G.I) presentan los niveles superiores de acción competitiva y de propensión a lanzar nuevos productos. En cambio, el grupo de menor tamaño (G.III) muestra el menor grado de actividad competitiva y de lanzamiento de nuevos productos.

Por otro lado, el cuadro 3 clasifica las mediciones correspondientes a las noticias de acción y reacción entre las entidades distinguiendo los grupos de tamaño. Con el fin de testar si la rivalidad es mayor entre grupos que intra grupo, se aplica el contraste de la χ^2 en

---

[17] A pesar de que estas medidas de conducta competitiva han sido previamente utilizadas, conviene conocer si se relacionan con otros indicadores comunes de conducta o rivalidad de la Organización Industrial, como el índice Herfindahl de estructura del mercado. Ello implica su cálculo para cada entidad y en los mercados en que opera, pero la ausencia de información pública sobre los depósitos de cada entidad a nivel de provincia y/o de Comunidad Autónoma lo impide a nivel de depósitos. En su lugar, y dado que el trabajo evidencia que la variable estratégica de calidad del servicio viene determinada, fundamentalmente, por la red de oficinas, se opta por estimar el índice Herfindahl a este nivel. Para ello, se calcula un índice de concentración para cada provincia (igual a la suma de las cuotas de mercado al cuadrado de todas las entidades presentes en una provincia), pero el que se asigna a cada entidad viene dado por la media ponderada de dichos índices en función de la distribución geográfica de la actividad de la entidad -las ponderaciones se corresponden con el peso de cada provincia en el conjunto de la actividad del banco-.

Como resultado se detecta que dicho índice está significativamente correlacionado con una de las seis medidas directas de conducta competitiva utilizadas en nuestro trabajo. Así, a menor índice Herfindahl para una entidad o, con otras palabras, a menor concentración del mercado en que compite el banco (se asocia con una mayor rivalidad) mayor es su propensión a la apertura de nuevas oficinas (r=-0,67; p=0,04). Sin embargo, el índice Herfindahl está incorrelacionado con la actividad competitiva (r=0,24; p=0,16), la instigación a la rivalidad (r=-0,007; p=0,97), la propensión a lanzar nuevos productos (r=-0,01; p=0,95), la velocidad de respuesta (r=0,05; p=0,83), y el grado de imitación (r=0,04; p=0,84). Es decir, el índice Herfindahl calculado en términos de oficinas predice el nivel de rivalidad o de conducta interempresa a nivel de oficina, tal como lo hace el paradigma estructura-conducta-resultados. Sin embargo, dicho indicador no pronostica todos los aspectos de la conducta competitiva de una empresa, lo que permite justificar en nuestro trabajo la consideración de medidas directas de rivalidad.

[18] Cabe señalar que una F significativa en el MANOVA sugiere que la conducta competitiva de las empresas es más similar dentro del grupo estratégico que entre los grupos (la varianza es mayor entre grupos que intragrupo).

términos de acciones y respuestas. Es decir, se analiza si las acciones de una entidad de un grupo van a tener una respuesta altamente probable por parte de entidades del mismo grupo o de otro grupo. Los resultados obtenidos de significatividad del contraste de la χ^2 sugieren que la rivalidad o verosimilitud de las reacciones competitivas se puede predecir a partir de la composición de los grupos, lo que parece indicar que la rivalidad intragrupo es mayor que entre grupos[19]. Este resultado no permite corroborar lo evidenciado en la sección anterior a nivel de parámetros conjeturales.

Asimismo, el examen detallado de los porcentajes horizontales y verticales del cuadro 3 revela varios aspectos interesantes. Con respecto a la conducta intragrupo, ésta parece depender sustancialmente de las diferencias relativas de tamaño. Así, los resultados muestran una rivalidad superior entre las entidades de mayor tamaño (el 71% de sus acciones son contestadas por sus miembros), seguida de la existente entre las entidades medianas (44%) y de las pequeñas (0%). Estos resultados coinciden con los obtenidos para la variación conjetural de los grupos I y II, donde el comportamiento competitivo intragrupo I presenta mayor grado de competencia que a nivel intragrupo II. No obstante, el resultado de ausencia de rivalidad intragrupo III difiere del alcanzado en las conjeturas.

En cuanto a la rivalidad entre grupos cabe sugerir unas bajas barreras de cualquier grupo a la hora de responder a las acciones competitivas de las entidades de otros grupos estratégicos. Además, se observa que todos los grupos manifiestan una notable reacción (66% de respuestas del G.II y 50% del G.III) a las acciones del grupo I, que engloba a las entidades de mayor tamaño, mientras que la reacción de G.I a las acciones de los grupos II y III es más moderada (6,5 y 4% respectivamente), por lo que también podría decirse que las entidades del grupo I actúan como líderes en esta industria. Del mismo modo, el efecto tamaño también se aprecia al comparar los

---

[19] Si se asume que hay dos grupos de entidades con un total de 20 acciones en el sector, para las que se manifiestan 10 respuestas intragrupo y 10 entre grupos, habría una competencia idéntica intra y entre grupos. Sin embargo, si se manifiestan 18 respuestas intragrupo y 2 de fuera del grupo, la mayor rivalidad sería intragrupo. Alternativamente, si las 18 respuestas son ajenas al grupo, la mayor competencia sería entre grupos. En términos metodológicos, Smith et al. (1997) indican que el contraste χ^2 no es sensible al número de observaciones de cada celda. Dicho test mide directamente la relación entre lo observado y lo esperado; donde la estimación de lo esperado se apoya en la cantidad de actividad de cada grupo y en el grado en que la rivalidad se manifiesta intra o entre grupos. Si un grupo tiene más empresas o más actividad competitiva por empresa, ello no sesga los resultados en la medida en que este test está solo evaluando la cantidad de una actividad dada que se distribuye intragrupo vs. entre grupos (Smith et al., 1997).

grupos mediano y pequeño, dado que el 50% de las reacciones del G.III se dirige a contrarrestar las acciones de G.II mientras que sólo el 14% de las reacciones de G.II replican las acciones de G.III. Este último resultado difiere del alcanzado en la variación conjetural.

Finalmente, la equiparación de la rivalidad intra y entre grupos. Bajo el punto de vista de las acciones de G.I, el 24% de las mismas son replicadas por G.II y el 3% por G.III, frente al 71% que responden los propios miembros del G.I, lo que implica mayor rivalidad intragrupo I que entre grupos. Resultado sólo detectado para la variación conjetural entre G.I y G.III. No obstante, el elevado porcentaje de reacciones de G.II (66%) a acciones de G.I también sugiere un importante grado competitivo entre los mismos en línea de lo evidenciado en los parámetros de la variación conjetural. Desde la óptica de las acciones emprendidas por G.II, el 33% de aquéllas son respondidas por G.I, el 44% por el mismo G.II y el 22% restante por G.III. La reacción más probable del mismo grupo II difiere de lo evidenciado en la variación conjetural (mayor grado competitivo entre grupos que intragrupo II). En cuanto a las acciones de G.III, sólo se observa rivalidad entre grupos, resultado distinto al alcanzado con la variación conjetural.

En suma, las medidas directas indican que la verosimilitud de una respuesta competitiva con respecto a una acción puede predecirse por los grupos estratégicos (cuadro 3), y que la naturaleza de la competencia varía significativamente entre los mismos para dos variables de conducta (cuadro 2). Es decir, parece existir un patrón que predice si la reacción competitiva procede de los integrantes de los diferentes grupos estratégicos, y también se manifiesta una diferencia significativa en la forma en que una compañía se ocupa de uno u otro a la hora de competir.

En cualquier caso, el mayor o menor nivel de convergencia entre los resultados derivados de la medición indirecta de la variación conjetural y la directa de las noticias, puede venir explicado, por un lado, por el hecho de que las expectativas ex-ante (conjeturas) acerca de las reacciones competitivas probables son incorporadas en el proceso de toma de decisiones de la empresa, lo que puede conducir ex-post a la toma de acciones que no tienen porqué coincidir con las inicialmente planteadas[20]. De hecho, Amit et al. (1988) indican que pueden producirse situaciones donde un oponente cree que otra empresa será muy agresiva en la respuesta a una acción competitiva, y una

reacción en el mismo sentido podría degenerar en guerras posteriores (ex-ante) poco deseables, por lo que dicho rival no responde (ex-post) ante dicha acción competitiva. Por otro lado, conviene destacar que el análisis del contenido de las noticias puede quedar afectado por la cantidad de noticias publicadas acerca de las entidades financieras en los medios de comunicación impresos; cantidad que se reduce en nuestro estudio al disminuir el tamaño de la entidad.

7. CONCLUSIONES

La implicación de que la existencia de los grupos estratégicos tiene vínculos directos sobre la conducta de las empresas y sus interacciones competitivas, ha permitido analizar estos fenómenos en el mercado español de depósitos bancarios entre 1986-88. En particular, se han examinado las relaciones competitivas a nivel de grupos estratégicos de entidades bancarias, definidos en términos de tamaño.

La metodología aplicada utiliza dos enfoques de medición de la rivalidad, una evaluación directa a través de noticias sobre acciones y reacciones estratégicas detectadas en publicaciones, y una indirecta que estima variaciones conjeturales. En particular, el modelo de competencia oligopolística propuesto expresa las conjeturas teniendo en cuenta la posición de una entidad en la distribución de tamaño, en línea con Gollop y Roberts (1979); pero incorporando cierta diferenciación de producto así como la función de ingresos y costes de los depósitos, planteados por Coello (1994).

La aplicación empírica evidencia que la forma de medir la rivalidad incide en los resultados obtenidos. Así, el contraste de respuesta (en términos de noticias) igualmente probable por parte de las entidades del mismo grupo o de otro grupo, concluye que las reacciones competitivas pueden predecirse por los grupos estratégicos, mientras que los tests de igualdad de coeficientes conjeturales intra y entre grupos de agentes financieros no permiten asegurar nada acerca de la

[20] La variación conjetural constituye una medición de las capacidades de la empresa desde el punto de vista del rival. Es decir, la empresa debe examinar el proceso de toma de decisiones de su rival con el fin de conocer la percepción que dicho rival tiene de los activos estratégicos de la empresa, lo que permitirá conocer la visión que el rival tiene del perfil de respuesta de la empresa. Esta medida será incorporada posteriormente en la conducta maximizadora de beneficios del rival, lo que a su vez será considerado en la toma de decisiones de la empresa.

mayor o menor rivalidad intra grupo que entre grupos.

Otra conclusión del trabajo es que éste viene a confirmar que el contraste de la hipótesis de mayor o menor rivalidad intra o entre grupos tiende a ofrecer, en general, resultados ambigüos cuando la obtención de esos grupos está basada exclusivamente en el tamaño. Por un lado, la propia definición de las conjeturas para cada grupo estratégico conduce a algunas propiedades indeseables que se tratan de solventar con las entidades de referencia. De otro, la rivalidad entre grupos depende de tres elementos (Porter, 1980): interdependencia entre los grupos, número y tamaño relativo de los mismos, así como distancia estratégica; por lo que el tamaño resulta claramente insuficiente para recoger la influencia de todos ellos, si bien mantiene cierta correlación con algunos de ellos. En esta línea, los resultados alcanzados apoyan los obtenidos por otros autores, como Sánchez y Sastre (1995), en el sentido de que una clasificación por tamaño no separa las entidades españolas en grupos claramente diferenciados en cuanto a variables de gestión y de resultados.

No obstante, siendo cierto lo anterior, también resulta conveniente destacar otros aspectos más concretos de interés para un mejor conocimiento de la rivalidad del sector bancario. Ambas metodologías coinciden en que las grandes entidades esperan superior grado de acomodación de las de mediano tamaño que a la inversa, por lo que podría decirse que las entidades de mayor tamaño actúan como líderes en este sector.

APENDICE.

Contraste de la Heterogeneidad de los Grupos Estratégicos derivados de la Clasificación por Tamaño de Bancos y Cajas.

Con la finalidad de conocer si la agrupación de bancos y cajas de ahorros en tres clases de tamaño produce grupos estratégicos poco homogéneos, se ha analizado su comportamiento en el mercado de depósitos para las siguientes variables de especialización productiva definidas por Gual y Vives (1991) y Gual y Hernández (1991): i) Cuentas Corrientes del Sector Privado/Recursos Ajenos (C.C./R.A.); ii) Cuentas de Ahorro y Depósitos a Plazo del Sector Privado/Recursos Ajenos (C.A. y D.P./R.A.); y iii) Otras Cuentas del Sector

Privado/Recursos Ajenos (O.C./R.A.). Estas dimensiones tienen en cuenta en qué medida los recursos ajenos proceden de pasivos estables y baratos (Cuentas de ahorro y plazo), o bien de pasivos más caros y que requieren un mayor esfuerzo de venta y diseño de producto por parte de la entidad (Cuentas corrientes, pero especialmente "Otras cuentas", donde se incluyen las cesiones temporales de activos) (Gual y Vives, 1991). Los "Recursos ajenos" quedan definidos por la suma de "acreedores" (cuentas del sector privado más cuentas del sector público más cuentas del sector no residente, e incluyendo las provisiones técnicas de las operaciones de seguro), "Empréstitos" y "Financiaciones subordinadas".

En particular, un análisis de la varianza examina si el agrupamiento según el tamaño ha tenido éxito en su objetivo de crear agrupaciones de entidades (bancos y cajas) de manera que la variación observada entre grupos sea máxima en relación a la variación observada dentro de los grupos. La evidencia empírica (ver el cuadro A1) de ausencia de diferencias estadísticamente significativas entre los tres grupos de tamaño para las dimensiones analizadas, indica que la clasificación por tamaño de bancos y cajas proporciona grupos heterogéneos. Ello avala la conclusión obtenida en este trabajo de la dificultad de obtener grupos estratégicos utilizando exclusivamente la distancia en tamaño como criterio de agrupación.

BIBLIOGRAFIA

Alexander, D.L., "The Oligopoly Solution Tested", *Economic Letters*, 28, 1988, 361-364.

Amit, R., I. Domowitz, y C. Fershtman, "Thinking One Step Ahead: The Use of Conjectures in Competitor Analysis", *Strategic Management Journal*, 9, 1988, 431-432.

Bain, J., *Barriers to New Competition*, Harvard University Press, Cambridge, 1956.

Barney, J.B. y R.E. Hoskisson, "Strategic Groups: Untested Assertions and Research Proposals", *Managerial and Decision Economics*, 11, 1990, 187-98.

Berg, S.A. y M. Kim, "Oligopolistic Interdependence and The Structure of Production in Banking: An Empirical Evaluation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 26(2), 1994, 309-322.

Bogner, W. y H. Thomas, "Core Competence and Competitive Advantage: A Model and Illustrative Evidence from the Pharmaceutical Industry", en G.Hamel y A. Heene (Eds.), *Competence-Based Competition*, John Wiley, Chichester, 1994, 111-44.

Bresnahan, T.F., "The Oligopoly Solution Concept is Identified", *Economic Letters*, 10, 1982, 361-364.

Canals, J., *Competitive Strategies in European Banking*, Clarendon Press, Oxford, 1993.

Carroll, G.R. y A. Swaminathan, "The Organizational Ecology of Strategic Groups in the American Brewing Industry from 1975 to 1990", *Industrial and Corporate Change*, 1, 1992, 65-97.

Caves, R.E., "Economic Analysis and the Quest for Competitive Advantage", *Papers and Proc. 96th Annual Meeting of the American Economic Association*, mayo 1984, 127-132.

Caves, R.E. y M. Porter, "From Entry Barriers to Mobility Barriers", *Quarterly Journal of Economics,* 1977, 421-41.

Caves, R. y T. Pugel, "Intra-Industry Differences in Conduct and Performance: Viable Strategies in U.S. Manufacturing Industries", Working Paper, *New York University*, 1980.

Céspedes, J., "Grupos Estratégicos en la Banca Privada Española", *Información Comercial Española*, 753, 1996, 106-24.

Coello, J., "¿Son las Cajas y los Bancos Estratégicamente Equivalentes?", *Investigaciones Económicas*, 18(2), 1994, 313-32.

Cool, K. e I. Dierickx, "Rivalry, Strategic Groups and Firm Profitability", *Strategic Management Journal*, 14, 1993, 47-59.

Dooley, R., D. Fowler, y A. Miller, "The Benefits of Strategic Homogeneity and Strategic Heterogeneity: Theoretical and Empirical Evidence Resolving Past Differences", *Strategic Management Journal*, 17, 1996, 293-305.

Duysters, G. y J. Hagedoorn, "Strategic Groups and Inter-Firm Networks in International High-Tech Industries", *Journal of Management Studies*, 32(3), 1995, 359-81.

Easton, G., "Competition and Marketing Strategy", European *Journal of Marketing*, 22(2), 1988, 31-69.

Espitia, M. y R. Santamaría, "Estrategia Competitiva y Resultados de las Cajas de Ahorros en España", EKONOMIAZ, 28, 1994, 100-115.

Espitia, M., Y. Polo y V. Salas, "Estructura de los Mercados Geográficos: Comportamiento y Resultados de las Cajas de Ahorros en España", *Investigaciones Económicas*, 15(3), 1991a, 671-700.

Espitia, M., Y. Polo y V. Salas, "Grupos Estratégicos y Resultados en el Sector Bancario Español", *Información Comercial Española*, 690, 1991b, 189-212.

Freixas, X., *Los Límites de la Competencia en la Banca Española*, Fundación BBV, Bilbao, 1996.

García, N., Y. Polo y P. Urquizu, "Diferencias en las Variables Explicativas de los Resultados Obtenidos por los Bancos y las Cajas de Ahorros Españoles", *Perspectivas del Sistema Financiero*, 63-64, 1998, 103-116.

Gollop, F. y M. Roberts, "Firm Interdependence in Oligopolistic Markets", *Journal of Econometrics*, 10, 1979, 313-331.

Gripsrud, G. y K. Gronhaug, "Structure and Strategy in Grocery Retailing: A Sociometric Approach", *Journal of Industrial Economics*, 33, 1985, 339-47.

Gual, J., *La Competencia en el Sector Bancario Español*, Fundación BBV, Bilbao, 1992.

Gual, J., "La Competencia en el Mercado Español de Depósitos Bancarios", *Moneda y Crédito*, 196, 1993, 143-179.

Gual, J., *La Racionalización del Sector Bancario Español*, Fundación Banco Bilbao Vizcaya, Madrid, 1994.

Gual, J. y A. Hernández, "Costes Operativos, Tamaño y Especialización en las Cajas de Ahorros Españolas", *Investigaciones Económicas*, 15(3), 1991, 701-726.

Gual, J. y J.E. Ricart, "Poder de Mercado en la Captación de Depósitos a Plazo del Sector Bancario Español", en X. Vives y J. Gual, *Concentración Empresarial y Competitividad:* España en la CEE, Ariel, Barcelona, 1990.

Gual, J. y X. Vives, *Ensayos sobre el Sector Bancario Español*, FEDEA, Madrid, 1991.

Hatten, K.J. y M.L. Hatten, "Strategic Groups, Asymmetrical Mobility Barriers and Contestability", *Strategic Management Journal*, 8, 1987, 329-42.

Hunt, M., *Competition in the Major Home Appliance Industry, 1960-1970*, Tesis Doctoral, Harvard University, 1972.

Kwoka, J.E. y D.J. Ravenscraft, "Cooperation v. Rivalry: Price-Cost Margins by Line of Business", *Economica*, 53, 1986, 351-63.

Lahti, A., "Strategy and Performance of a Firm: An Empirical Investigation in the Knitwear Industry in Finland in 1969-81", Helsinki School of Economics, 1983.

Lant, T. y J. Baum, "Cognitive Sources of Socially Constructed Competitive Groups", en R. Scott y S. Christensen (eds.), *The Institutional Construction of Organizations*, Sage, Londres, 1995, 15-38.

Lau, L., "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output Data", *Economic letters*, 10, 1982, 93-99.

Lorences, J., "Grado de Monopolio y Monopsonio de la Banca Española: un Avance de Resultados", Documento de Trabajo 9107, Fundación Empresa Pública, 1991.

Manzano, M.C. y M.T. Sastre, "Factores Relevantes en la Determinación del Margen de Explotación de Bancos y Cajas de Ahorros", Documento de Trabajo 9514, Banco de España, 1995.

Mason, E., "Price and Production Policies of Large-Scale Enterprises", *American Economic Review*, 1939, 61-74.

Maudos, J., "Rentabilidad, Estructura de Mercado y eficiencia en la Banca", *Revista de Economía Aplicada*, vol.9, nº 25, 2001, 193-207.

Maudos, J. y J.M. Pastor, "La Eficiencia del Sistema Bancario Español en el Contexto de la Unión Europea", *Papeles de Economía Española*, 84-85, 2000, 155-168.

Maudos, J., J.M. Pastor y F. Pérez, "Competition and Efficiency in the Spanish Sector: The Importance of Specialization", mimeo, 1998.

McGee, J. y H. Thomas, "Strategic Groups and Intra-Industry Competition", en D.Hussey (ed.), *International Review of Strategic Management*, John Wiley, Chichester, 1992, 77-98.

Newman, H.H., "Strategic Groups and the Structure Performance Relationship", *The Review of Economics and Statistics*, 60, 1978, 376-83.

Nohria, N. y C. García-Pont, "Global Strategic Linkages and Industry Structure", *Strategic Management Journal*, 12, 1991, 105-24.

Pastor, J.M., F. Pérez y J. Quesada, "The Opening of the Spanish Banking System", en S. Claessens y M. Jansen (Eds.), *The World Bank & World Trade Organization. Liberalization and Internationalization of Financial Services. Issues and Lessons for Developing Countries*, Kluwer Law International, Londres, 2000, 283-330.

Pérez, F., J. Maudos y J.M. Pastor, *Sector Bancario Español (1985-1997). Cambio Estructural y Competencia*, Caja de Ahorros del Mediterráneo, Alicante, 1999.

Pérez, F., J. Quesada y J. Fernández, "Especialización y Costes en los Sistemas Bancarios Europeos (1992-1998)", *Papeles de Economía Española*, 84-85, 2000, 136-154.

Peteraf, M.A., "Intra-Industry Structure and the Response Toward Rivals", *Managerial and Decision Economics*, 14, 1993, 519-528.

Porac, J.F. y H. Thomas, "Cognitive Categorization and Subjective Rivalry Among Retailers in a Small City", *Journal of Applied Psychology*, 79, 1994, 54-66.

Porac, J.F., H. Thomas, F. Wilson, D. Paton y A. Kanfer, "Rivalry and the Industry Model of Scottish Knitwear Producers", *Administrative Science Quarterly*, 40, 1995, 203-27.

Porter, M.E., *Interbrand Choice, Strategy, and Bilateral Market Power*, Harvard University Press, Londres, 1976.

Porter, M.E., "The Structure within Industries and Companies' Performance", *The Review of Economics and Statistics*, 61, 1979, 214-27.

Porter, M., *Competitive Strategy: Techniques for Analyzing Industries and Competitors*, Free Press, Nueva York, 1980.

Primeaux, W.J.Jr., "A Method for Determining Strategic Groups and Life Cycle Stages of an Industry", en H. Thomas y D.M. Gardner (eds), *Strategic Marketing and Management*, John Wiley, Chichester, 1985, 315-27.

Sánchez, J.M. y M.T. Sastre, "¿Es el Tamaño un Factor Explicativo de las Diferencias entre Entidades Bancarias?", Documento de Trabajo 9512, Banco de España, 1995.

Sastre, M.T., "La Determinación de los Tipos de Interés Activos y Pasivos de Bancos y Cajas de Ahorro", *Estudios Económicos*, 45, Banco de España, 1991.

Scherer, F.M. y D. Ross, *Industrial Market Structure and Economic Performance*, Houghton-Mifflin, Boston, 1990.

Schumpeter, J.A., *Capitalism, Socialism and Democracy*, Harper, Nueva York, 1950.

Shaffer, S., "Competition in the U.S. Banking Industry", *Economic Letters*, 29, 1989, 321-323.

Shaffer, S., "A Test of Competition in Canadian Banking", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 25(1), 1993, 49-61.

Shaffer, S. y J. DiSalvo, "Conduct in a Banking Duopoly", *Journal of Banking and Finance*, 18, 1994, 1063-1082.

Smith, K.G., C.M. Grimm, y S. Wally, "Strategic Groups and Rivalrous Firm Behavior: Towards a Reconciliation", *Strategic Management Journal*, 18(2), 1997, 149-157.

Spiller, P.T. y E. Favaro, "The Effects of Entry Regulation on Oligopolistic Interaction: The Uruguayan Banking Sector", *Rand Journal of Economics*, 15(2), 1984, 244-254.

Tortosa, E., "Bank Cost Efficiency as Distribution Dynamics: Controlling for Specialization is Important", Documento de trabajo WP-EC 99-15, IVIE, 1999.

Vachani, S., "Strategic Responses of Multinationals to Competition from Developing-Country Cottage Firms", *International Marketing Review*, 7(3), 1990, 31-47.

CUADRO 1
ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS EN EL SISTEMA DE ECUACIONES DE CONDUCTA

(Errores estándar entre paréntesis)

Entidad de Referencia (Grupo)	Variación Conjetural Intragrupo	Variación Conjetural entre grupos	Calidad de Servicio	R2
G.I (1)	$\beta_{1,I}$=0,0005[a] (0.000)	$\beta_{1,II}$=-0,0061[a] (0.000)	$\alpha_{0,I}$=0,0084[a] (0.000)	93,4
		$\beta_{1,III}$=0,0337[a] (0.000)	$\alpha_{1,I}$=-3,5362[a] (0.006)	
G.II (8)	$\beta_{8,II}$=0,0053[a] (0.000)	$\beta_{8,I}$=0,0033[a] (0.000)	$\alpha_{0,II}$=-0,1184[a] (0.000)	47.4
		$\beta_{8,III}$=0,0011[a] (0.000)	$\alpha_{1,II}$=6,7354[a] (0.027)	
G.III (44)	$\beta_{44,III}$=-0,7227[a] (0.062)	$\beta_{44,I}$=0,0031[a] (0.004)	$\alpha_{0,III}$=-0,2223[a] (0.024)	29.7
		$\beta_{44,II}$=-0,0827[a] (0.000)	$\alpha_{1,III}$=-4,3086[a] (0.344)	

Nota: $\alpha_{0,u}$=constante de calidad para el grupo *u*; $\alpha_{1,u}$=parámetro de oficinas/Km^2 del grupo *u*;
a=Prob.<0,01; b=Prob.<0,05; c=Prob.<0,10.

CUADRO 2
ANÁLISIS DE LA CONDUCTA ESTRATÉGICA.

(Desviación típica entre paréntesis)

		Correlaciones					Grupos Estratégicos			
Variables de Conducta	Media	A.C.	I.R.	P.L.P.	P.A.O.	V.R.	G.I	G.II	G.III	F
Actividad	1,48						4.33	0.80	0.70	16.5[a]
Competitiva	(2.02)						(3.07)	(0.63)	(0.77)	
Instigación	0,29	0.52[a]					0.40	0.27	0.25	1.15
Rivalidad	(2.22)						(0.17)	(0.26)	(0.15)	
Propensión Lzmiento.	0,17	0.51[a]	0.08				0.36	0.13	0.12	5.21b
de Nuevos Productos	(0.19)						(0.19)	(0.15)	(0.18)	
Propensión Apertura	0,05	0.005	0.58[a]	-0.20			0.01	0.08	0.03	0.84
de Nuevas Oficinas	(0.13)						(0.02)	(0.16)	(0.11)	
Velocidad de	256.9	-0.26	-0.16	-0.14	-0.24		160.5	266.9	416.3	2.39
Respuesta	(178.9)						(73.8)	(212.5)	(69.0)	
Imitación	0.68	0.10	-0.03	0.27	-0.26	0.28	0.58	0.75	0.66	0.34
	(0.41)						(0.28)	(0.45)	(0.57)	
MANOVA										2.07c

a=Prob.<0,01; b=Prob.<0,05; c=Prob.<0,10.

CUADRO 3
MEDICIÓN DE LA RIVALIDAD INTRA Y ENTRE GRUPOS

	Respuestas de las entidades			
Acciones	G.I	G.II	G.III	Total
G.I Grandes	41	14	2	57
% s/filas	71.9%	24.6%	3.5%	80.3%
% s/columnas	89.1%	66.7%	50.0%	
G.II Medianas	3	4	2	9
% s/filas	33.3%	44.4%	22.2%	12.7%
% s/columnas	6.5%	19.0%	50.0%	
G.III Pequeñas	2	3	0	5
% s/filas	40.0%	60.0%	0%	7.0%
% s/columnas	4.3%	14.3%	0%	
	46	21	4	71
	64.8%	29.6%	5.6%	100.0%
χ^2				10.15b

a=Prob.<0,01; b=Prob.<0,05; c=Prob.<0,10.

CUADRO A.1

ESPECIALIZACIÓN PRODUCTIVA DE LOS GRUPOS DE ENTIDADES FINANCIERAS (BANCOS Y CAJAS DE AHORRO) DEFINIDOS POR TAMAÑO (1988)

	Valores medios (Desv.típ.en paréntesis)				Análisis de la Varianza					
Variable	Grupo A (Grandes)	Grupo B (Medianas)	Grupo C (Pequeñas)	Total	Suma Cuadrados entre grupos	GL	Suma Cuadrados intragrupos	GL	F	Prob
C.C./R.A	0.199	0.150	0.214	0.177	0.187E+16	2	4.652E+18	166	0.569	0.567
	(0.059)	(0.082)	(0.252)	(0.170)						
C.A. y D.P.	0.371	0.541	0.482	0.509	3.205E+17	2	7.043E+19	166	0.378	0.686
/R.A	(0.140)	(0.229)	(1.000)	(0.638)						
O.C./R.A.	0.172	0.129	0.216	0.165	9.873E+16	2	7.047E+18	166	1.163	0.315
	(0.072)	(0.144)	(0.312)	(0.224)						

Abstract

The aim of this study is to examine competition within and between strategic groups in a given industry. Literature on this subject suggests that the empirical evidence found so far could be affected by operational problems with the measurement of competition. For the first time, the methodology applied uses two approaches to the measurement of competition. The first is an indirect method using an estimation of conjectural variation, and the second is a direct evaluation using news items on strategic actions and responses. The empirical application carried out on the Spanish bank deposit market does not allow any conclusions to be reached on whether there is more or less competition intra than between groups. However, the strategic groups do allow us to predict the way in which an entity competes with others.

La Hipótesis de la Renta Permanente: Evidencia de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares

ANTONIO CUTANDA*
Universidad de Valencia

1. INTRODUCCION

La investigación en los determinantes del consumo agregado tiene una importancia capital para la política económica, debido a su relevancia en el análisis del ahorro y del efecto multiplicador de las alteraciones de la demanda agregada. Siguiendo a Hall (1978), la investigación empírica en este ámbito se ha orientado en los últimos años al análisis de la compatibilidad del comportamiento temporal del consumo agregado con las implicaciones de la hipótesis de la renta permanente, con resultados diversos, aunque mayoritariamente desfavorables para la misma. Esto pone en entredicho la implicación fundamental de esta hipótesis, según la cual la política económica solo puede afectar al consumo en la medida en que altera la renta permanente de los individuos, y otorga a su verificación empírica una gran importancia en este campo.

*El autor agradece la financiación recibida de la Conselleria de Cultura, Educación y Ciencia de la Generalitat Valènciana, a través de su programa de becas para estancias en el extranjero y de los proyectos de la CICYT SEC99-0820 y SEC 2002-00667. Asimismo, se agradece la hospitalidad del Department of Economics del University College London (UCL) durante la realización del presente trabajo. Este trabajo ha sido presentado en el III Encuentro de Economía Aplicada. El autor desea agradecer, muy especialmente, los comentarios y sugerencias de J.M. Labeaga y de dos evaluadores anónimos.

En la actualidad, existe un amplio consenso radicado en que los problemas a los que se enfrenta el modelo de la renta permanente en el terreno empírico se deben, fundamentalmente, al fallo del supuesto de agente representativo. Dado que en la economía existen individuos con comportamientos económicos diferenciados, cuyos parámetros de elección se determinan sobre la base de modelos alternativos, el contraste de hipótesis con datos agregados se torna problemático. En este marco, existen claramente dos opciones: o se postula que todos los individuos son iguales, y/o se comportan de la misma forma, o se tienen en cuenta explícitamente las condiciones de agregación en la obtención de una hipótesis contrastable con datos macroeconómicos. De esta forma, la utilización de datos individuales adquiere una relevancia crucial en el contraste del modelo y ha permitido comprobar que una adecuada selección muestral posibilita que el modelo supere ampliamente los contrastes habituales, por más que este resultado no ha permitido clarificar demasiado las cuestiones referentes a la efectividad de la política económica. Para una discusión de toda esta problemática pueden consultarse Deaton (1992) y Attanasio (1999).

Entre las cuestiones más debatidas, se encuentra la plausibilidad que se puede otorgar al valor obtenido para la elasticidad de sustitución intertemporal cuando se estima con datos agregados, pues resulta, por lo general, contradictorio con los supuestos estándares adoptados para la función de utilidad, tanto más cuanto que este problema tiende a desaparecer en los ejercicios con datos individuales. En este mismo orden de cosas, también es objeto de debate si se puede aceptar el exceso de sensibilidad del consumo a la renta detectado en el trabajo empírico con datos agregados como una pieza de evidencia sólida contra el modelo, dado que parece reducirse ampliamente, o tiende a desaparecer, en los ejercicios realizados con datos microeconómicos. Para ambas cuestiones, véase Attanasio y Weber (1993). Otra cuestión ampliamente debatida es la importancia que se puede otorgar a la repercusión de la incertidumbre y al denominado ahorro por el motivo precaución como elemento básico de rechazo del modelo.

El presente trabajo intenta verificar algunas de estas cuestiones con varios pseudo-paneles extraídos a partir de la información de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (en adelante, ECPF) entre 1985.1 y 1993.4. Entre la evidencia empírica previa para el caso español destacan, para el dato agregado, Dolado, Sebastián y Vallés (1993), y, para el dato microeconómico, López Salido (1993 y 1995) y

Cutanda (1995). Dolado, Sebastián y Vallés (1993) obtienen que el consumo agregado es más volátil que la renta, con datos de distinta periodicidad temporal y con diferentes agregados de consumo, lo que contradice las implicaciones del modelo de la renta permanente[1]. Por otra parte, López Salido (1993) y Cutanda (1995), ambos analizando la misma fuente estadística que el presente trabajo, encuentran evidencia de exceso de sensibilidad del consumo a la renta, *débil* en el primer caso y más robusta en el segundo. En este marco, este trabajo pretende verificar si se confirma el exceso de sensibilidad del consumo no duradero español a la renta durante el período de análisis, aunque con un tratamiento diferente de los datos que en López Salido (1993), al mismo tiempo que aporta nueva evidencia sobre el valor de la elasticidad de sustitución intertemporal en el caso español. Asimismo, se verifica por primera vez si los resultados del análisis son robustos a la presencia de ahorro por el motivo precaución. Por otra parte, y de forma también novedosa, se analiza la sensibilidad de los resultados mediante estimaciones realizadas sobre distintos pseudo-paneles construidos con distintas muestras identificadas sobre la base de la relación del sustentador principal con la actividad.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presentan los modelos teórico y empírico; en la sección 3, se presentan las cuestiones relativas a la información estadística de la ECPF y a la construcción de los distintos pseudo-paneles utilizados; en la sección 4 se presentan los resultados obtenidos y, por último, en la sección 5 se ofrecen algunas conclusiones.

2. SUSTITUCION INTERTEMPORAL Y EXCESO DE SENSIBILIDAD A LA RENTA

La investigación empírica reciente en consumo agregado parte del análisis de las condiciones de primer orden de un problema estándar de optimización intertemporal para un consumidor representativo. El modelo estándar de comportamiento en consumo considera la senda óptima de consumo de un individuo que puede prestar y pedir prestado sin ninguna restricción al tipo de interés vigente en el mercado.

[1] En dicho trabajo, se ofrecen dos explicaciones para la mayor volatilidad relativa del consumo en el caso español: una elevada elasticidad de sustitución intertemporal combinada con fuertes efectos riqueza o la existencia de restricciones de liquidez (lo más probable, en opinión de los autores).

Dicha senda óptima de consumo viene dada por la denominada condición de Euler:

$$u'(C_{i,t},\theta_{i,t}) = (1+\delta_i)^{-1} E_t\left\{(1+r_{i,t+1})u'(C_{i,t+1},\theta_{i,t+1})\right\} \quad [1]$$

en dónde $C_{i,t}$ es el consumo real de bienes no duraderos y servicios de la economía doméstica i en el período t; u' es la función de utilidad marginal, dependiente del consumo, al suponerse la función de utilidad total intra e intertemporalmente separable en ocio y consumo; $\theta_{i,t}$ es una perturbación de preferencias, sobre la que luego volveremos; δ_i es la tasa de preferencia temporal de la economía doméstica, que tendrá el carácter de un efecto individual, y $r_{i,t+1}$ es el tipo de interés real neto entre los períodos t y t+1, que suponemos conocido por el agente y que presenta variabilidad individual. E_t es el operador esperanza matemática condicionado al conjunto de la información disponible en el momento t.

Si la función de utilidad presenta aversión relativa al riesgo constante (CRRA), tendremos:

$$U(C_{i,t},\theta_{i,t}) = \frac{1}{1-\rho} C_{i,t}^{1-\rho} e^{\theta_{i,t}} \quad [2]$$

en dónde ρ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo e igual al inverso de la elasticidad de sustitución intertemporal. El término $\theta_{i,t}$ es un componente de gustos que incorpora todos aquellos elementos susceptibles de mediatizar el efecto del nivel de consumo sobre la utilidad de la economía doméstica. Algunos de ellos son observables (básicamente, variables que podemos denominar demográficas, como la edad y el tamaño de la economía doméstica), mientras que otros no lo son. Entre estos últimos se incluyen algunos comunes a todas las economías domésticas , tales como perturbaciones agregadas que afectan por igual a todas las familias y que tienen el carácter de un efecto fijo temporal, y otros que son específicos de determinados hogares y que vienen incorporados en el término de perturbación provisto de las propiedades habituales[2], $u_{i,t+1}$.

[2] Attanasio (1999) – págs. 777-780 - presenta una discusión de la relevancia de considerar las variables demográficas y de oferta de trabajo de la economía doméstica en el análisis del consumo mediante ecuaciones de Euler. La modelización rigurosa del efecto de dichas variables en las decisiones de consumo de las economías domésticas es muy compleja, dificultando el objetivo básico del análisis de este trabajo, que es determinar si el consumo no duradero español presenta exceso de sensibilidad a la renta.

La incorporación de dicha función de utilidad, junto al supuesto de que las expectativas se forman racionalmente, proporciona el siguiente resultado para la ecuación de Euler:

$$\left(\frac{C_{i,t+1}}{C_{i,t}}\right)^{-\rho} e^{\Delta\theta_{i,t+1}} \frac{1+r_{i,t+1}}{1+\delta_i} = 1+\varepsilon_{i,t+1} \qquad [3]$$

dónde $\varepsilon_{i,t+1}$ es un error de esperanza cero e incorrelado con cualquier variable conocida por el agente en el momento t. Tomando logaritmos, se llega a la siguiente expresión:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \sigma \Delta\theta_{i,t+1} + \sigma \ln(1+r_{i,t+1}) - \sigma \ln(1+\delta_i) - \sigma \ln(1+\varepsilon_{i,t+1}) \qquad [4]$$

en dónde $\sigma = \rho^{-1}$ es la elasticidad de sustitución intertemporal. La diferencia de la perturbación incluida en el componente de gustos, $\Delta u_{i,t+1}$, se supone estacionaria y de esperanza nula. Siguiendo a Zeldes (1989), la diferencia de la perturbación propia del componente de gustos, $\Delta u_{i,t+1}$, y el error del modelo se pueden combinar dando lugar a una perturbación de media nula, $\upsilon_{i,t+1}$, según la expresión que sigue:

$$\upsilon_{i,t+1} = \sigma^{-1} \left[\Delta u_{i,t+1} - \ln(1+\varepsilon_{i,t+1}) - \frac{1}{2}\sigma^2_{\varepsilon_{i,t+1}}\right] \qquad [5]$$

con lo que el modelo resulta en la siguiente expresión contrastable:

$$\Delta \ln C_{i,t+1} = \sigma \Delta\theta_{i,t+1} + \sigma \ln(1+r_{i,t+1}) - k_i + k_{t+1} - \sigma \ln(1+\upsilon_{i,t+1}) \qquad [6]$$

en la que k_i tiene el carácter de un efecto individual y k_{t+1} el de un efecto fijo temporal. La variable k_i contiene la varianza del error de expectativas, $\sigma_{\varepsilon_{i,t+1}}$, la cual está relacionada positivamente con la tasa de crecimiento del consumo. Esta varianza se interpreta como el efecto de las alteraciones de la incertidumbre en las decisiones de consumo y constituye la vía por la que se genera el denominado ahorro por el motivo precaución. Para formas alternativas de derivar este efecto, véase Deaton (1992).

Una vez incorporados los elementos mencionados en $\upsilon_{i,t+1}$, el término $\theta_{i,t}$ de la expresión [6] incluye variables *demográficas* y otros elementos no observables que pueden afectar al consumo de todas las economías domésticas. En ese sentido, en este trabajo se han considerado todas las variables que la información estadística a nuestra dispo-

sición permitía y que son la edad del sustentador principal, el número de miembros de la economía doméstica y el número de miembros de la misma mayores de 14 años[3,4]. Junto a estas, se han incorporado variables artificiales para el sexo del sustentador principal y su nivel de estudios. Adicionalmente, la estimación de la ecuación [6] requiere tener adecuadamente en cuenta en el marco econométrico la influencia de los efectos fijos, individuales y temporales. En relación a los primeros, el modelo se estimará en niveles introduciendo las correspondientes variables artificiales de cohorte (estimación intragrupos) y, acto seguido, en diferencias, para eliminar dichos efectos. Por lo que respecta a los segundos, se ha examinado la sensibilidad de los resultados a la introducción de una batería de variables artificiales para captar la incidencia de los shocks agregados[5]. La razón para la estimación del modelo en diferencias es que es posible que las variables ficticias no capten adecuadamente toda la heterogeneidad individual; por otra parte, la estimación en diferencias es aconsejable si los efectos son aleatorios pero están correlacionados con las variables incluidas. Todas las estimaciones que se presentan en este trabajo incorporan variables artificiales estacionales para controlar por el fenómeno de la estacionalidad, muy importante en el análisis del consumo con datos microeconómicos de periodicidad trimestral.

El contraste del modelo consiste en verificar si cualquier variable diferente a las que figuran en la parte derecha de la expresión [6] (o un retardo de las mismas), y que forme parte del conjunto de información de los individuos, resulta estadísticamente significativa en una regresión de la misma. De acuerdo con el supuesto de expectativas racionales, la información contenida en dicha variable ya ha sido tenida en cuenta en la formulación de las expectativas indivi-

---

3 Nótese que, dado el modelo, es la primera diferencia de dichas variables y no su nivel lo que se introduce en la especificación. Este punto es relevante por lo que respecta a la edad del sustentador principal, dado que, si los datos presentarán periodicidad anual, su diferencia es la unidad y la de su cuadrado depende de su nivel. En cualquier caso, se ha optado por introducir en el análisis directamente los niveles de ambas, dada la naturaleza de nuestros datos y su periodicidad y que se trata de la especificación que ofrece mejores resultados.

4 Mientras la variación del número de miembros de la economía doméstica aproxima el incremento de las necesidades de consumo de la economía doméstica, la variación del número de mayores de 14 años aproxima los cambios en la capacidad bruta de generación de ingresos de la misma. Especificaciones similares pueden encontrarse en Attanasio y Weber (1993).

5 Cabe señalarse que la naturaleza de promedio que tienen nuestros datos, así como el amplio período temporal considerado, explica que la sensibilidad de los resultados a este factor no sea importante. Véase Attanasio (1999).

duales, por lo que debería ser estadísticamente no significativa. Cuando no es así, se habla de que el consumo presenta *exceso de sensibilidad* a las alteraciones de dicha variable, en el sentido de que reacciona ante las mismas en mayor medida de lo que explica el modelo de la renta permanente. Obsérvese que se trata de un contraste conjunto de la hipótesis de la renta permanente y el supuesto de expectativas racionales, lo que en el pasado se ha utilizado para restar validez a los resultados contrarios al modelo. Nótese, por otra parte, que el contraste permite obviar de forma muy sencilla la ardua y muy problemática, dada la información disponible, separación entre alteraciones previstas e imprevistas de las variables relevantes. Por último, la estrecha relación estadística entre la evolución de la renta y el consumo agregados ha llevado a la *popularización* de la utilización de la primera en estos contrastes. También en este trabajo el contraste del modelo consistirá en verificar la significatividad de $\Delta \ln Y_{i,t}$ en la ecuación [6].

Uno de los resultados más relevantes de la estimación de la condición de Euler del consumo es que permite obtener el valor de la elasticidad de sustitución intertemporal. La evidencia empírica previa permite concluir que el valor de este parámetro en la economía española es positivo e inferior a la unidad, al menos cuando se estima con datos microeconómicos [véase López-Salido (1995) y Cutanda y Labeaga (2001)]. En cualquier caso, todo parece indicar que dicho valor puede variar ampliamente en función de la muestra considerada en cada ejercicio. La explicación podría ser que el grado de sustitución intertemporal del consumo de las economías domésticas ante alteraciones del tipo de interés depende en gran medida de su posición financiera o de su riqueza[6]. Por ello, en este trabajo se replican los ejercicios para tres muestras diferentes de la población extraídas sobre la base de la relación del sustentador principal con la actividad económica, que se encuentra altamente correlacionada con el nivel de renta y la posición financiera de la economía doméstica.

Por otra parte, algunos estudios concluyen que el exceso de sensibilidad del consumo a la renta es un resultado de la insuficiente o mala especificación del modelo. En el primer caso, se alega que la

6 Ogaki, Ostry y Reinhart (1996) contrastan esta hipótesis para una muestra de países con resultados que indican que dicho parámetro es función creciente de la renta. Por otra parte, López Salido (1995) contrasta un modelo en el que la elasticidad de sustitución intertemporal depende del logaritmo del consumo (que está ampliamente correlacionado con la renta) y de ciertas características demográficas.

incorporación de variables de oferta de trabajo de la economía doméstica elimina el exceso de sensibilidad (véanse Attanasio y Weber (1993), Attanasio y Browning (1995) o López Salido (1995), por ejemplo); en el segundo, que lo mismo ocurre cuando se tiene en cuenta, de forma apropiada, el ahorro por el motivo precaución, por más que su consideración plantee problemas en el terreno empírico (véanse Carroll (1996) y Attanasio y Low (2000)). En el presente trabajo, se verifica la robustez de los resultados que se obtienen al introducir variables de oferta de trabajo de la economía doméstica[7] y también se pretende verificar la segunda cuestión introduciendo en el análisis empírico el incremento del cuadrado del logaritmo del consumo, que debería estar altamente correlacionado con la varianza del término de error. Si bien se trata de un método poco sofisticado para incorporar el efecto de las alteraciones de la incertidumbre en el consumo, puede ser valido para verificar la robustez del exceso de sensibilidad.

La consistencia de las estimaciones requiere la ausencia de correlación entre el término de error del modelo y las variables explicativas. En este ámbito, una de las fuentes más importantes para dicha correlación es el error de medida habitualmente presente en los registros estadísticos de ingreso y gasto en consumo de las economías domésticas. Para evitar este problema, el modelo se estima por variables instrumentales, utilizando el Método Generalizado de Momentos, MGM, (Hansen y Singleton (1982)). Suponiendo que el error de medida es un ruido blanco, los instrumentos validos en el modelo en niveles deberían estar fechados en t-2, o antes, mientras que en el modelo en diferencias los instrumentos validos deberían estar fechados en t-3, o antes (Griliches y Hausman (1986)). Los resultados se verifican con tres contrastes diferentes: el contraste de Sargan de las restricciones de sobreidentificación del modelo, el contraste de Wald de significación conjunta de todos los parámetros y, por último, mediante un contraste de ortogonalidad de los residuos. Todos estos contrastes son práctica habitual en la literatura de estimación de ecuaciones de Euler.

[7] La forma más sencilla de incorporar dichas variables al análisis es considerar que determinan el componente de gustos de la economía doméstica, junto a las que hemos denominado variables demográficas. En concreto, se ha considerado variables artificiales para el trabajo del sustentador principal y su cónyuge, así como para la situación de inactividad y de autoempleo. No se incorporó al análisis la variación en el número de perceptores de ingresos de la economía doméstica por que su efecto venía, en buena medida, recogido por la variable número de miembros mayores de 14 años. En cualquier caso, dado que se trata de una cuestión ampliamente debatida en la literatura (véase Deaton (1992)), se presentan también los resultados cuando no se incorporan este tipo de variables.

3 LOS DATOS

Como ya hemos señalado antes, las muestras utilizadas en el análisis empírico están constituidas por distintos pseudo-paneles de datos de la ECPF para el período 1985.1-1993.4, siguiendo la propuesta de Deaton (1985). Este autor propone la construcción de pseudo-paneles como un medio para obtener muestras de datos microeconómicos más largas de lo posible con los auténticos paneles, al evitar la minoración muestral con el incremento del número de períodos. Básicamente, consiste en la construcción de paneles artificiales sobre la base del seguimiento temporal de determinados grupos de población utilizando determinadas características identificadoras, generalmente la edad del sustentador principal. Las observaciones se obtienen calculando la media poblacional simple del agregado de cada grupo en cada período, produciendo series temporales de "individuos-tipo" que pueden ser tratados empíricamente como un panel real. Obviamente, este procedimiento está sujeto a un problema de error de medida, pero dado que existe una gran libertad de partida en la definición de las cohortes, puede minimizarse ampliamente mediante la redefinición de las mismas, incrementando el número medio de individuos de cada cohorte en cada período y/o el número de períodos[8].

En el presente trabajo se han elaborado 3 pseudo-paneles de 8 grupos de edad quinquenales sobre la población con edad entre 20 y 60 años en 1985. Cada uno de estos pseudo-paneles presenta, por tanto, 36 observaciones trimestrales (lo que significa 288 observaciones totales). Los únicos filtros considerados han sido que las economías domésticas no presentaran registros nulos de gasto total en consumo no duradero, de gasto en alimentos, bebidas y tabaco y de ingreso total monetario. El primer pseudo-panel considera toda la población registrada que satisface estos requisitos (Muestra 1); el segundo excluye del anterior aquéllos individuos que se declaran inactivos (Muestra 2), mientras que el tercero solamente considera la población trabajadora (Muestra 3). En la valoración de estos pseudo-paneles debe tenerse en cuenta que su construcción repite observaciones de los mismos individuos en períodos diferentes. En el Cuadro 1 se presenta el detalle de los tamaños medios de cada uno de estos pseudo-paneles. Dichos tamaños medios, así como el amplio número de observaciones tempo-

8 Sobre la problemática econométrica de los pseudo-paneles de datos, puede consultarse Nijman y Verbeek (1990, 1992 y 1993), Moffit (1993) y Collado (1998).

CUADRO 1
TAMAÑO MEDIO DE LAS COHORTES
(NÚMERO MEDIO DE INDIVIDUOS DE LAS COHORTES)

NC	Edad en 1985	Muestra 1	Muestra 2	Muestra 3
1	20-25	195	192	178
2	25-30	249	245	227
3	30-35	284	278	262
4	35-40	317	302	280
5	40-45	303	275	253
6	45-50	294	240	215
7	50-55	355	232	202
8	55-60	324	124	108
	Media	290	236	216

Nota: Muestra 1: Todas las economías domésticas cuyo sustentador principal tiene una edad entre 20 y 60 años en 1985. Muestra 2: Se excluyen de la Muestra 1 los inactivos. Muestra 3: Se excluyen de la Muestra 2 los parados. NC es el número de cohorte.

rales disponibles para cada muestra garantizan que el error de medida generado en su obtención se encuentra dentro de los márgenes habituales en la literatura [véanse Deaton (1985) y Browning, Deaton e Irish (1985)].

De acuerdo con el modelo, se ha considerado un agregado de gasto en consumo no duradero, que incluye el gasto en alimentos, bebidas y tabaco, el gasto en carburantes y lubricantes, el gasto en calefacción, alumbrado y distribución de agua y el gasto en servicios de transporte y en correos y comunicaciones[9]. Por otra parte, la variable ingreso utilizada ha sido la renta total declarada por las economías domésticas[10]. Para expresar las variables en términos reales se ha construido un índice

9 No se han considerado agregados más amplios de gasto no duradero debido a dos razones básicas: en primer lugar, los resultados de la literatura comparada indican que, a excepción del gasto en alimentación, todos los gastos presentan un mayor o menor grado de durabilidad (véase Hayashi (1985)); en segundo lugar, se tuvo en cuenta el hecho de que las partidas consideradas no se vieran afectadas en gran medida por problemas de infrecuencia de compra, dado que esta es una característica no deseable en el análisis de datos de cohorte. Adicionalmente, en López-Salido (1993) se presentan resultados para agregados de gasto diferentes, más y menos amplios, al considerado en el presente trabajo.

10 La ECPF considera como ingresos del hogar "el conjunto de ingresos percibidos por los miembros del hogar cualquiera que sea su origen, ... que serán los que resulten, una vez deducidas las cantidades satisfechas en concepto de impuestos... y en concepto de otros pagos asimilados (Seguridad Social, derechos pasivos, mutualidades, etc)". En ese sentido, podemos señalar que la renta disponible es la definición de renta más cercana a la variable de ingresos considerada en este trabajo.

precios *ex profeso* a partir de los distintos subíndices correspondientes a dichos agregados de gasto, utilizando la información suministrada por el INE de la construcción del IPC en base 92. A partir de los subíndices de precios para cada agregado de gasto, se ha elaborado un índice de precios de Stone, individualizado para los datos de las cohortes. Por lo que respecta al tipo de interés, se ha utilizado el tipo de interés nominal de crédito interno concedido por bancos y cajas de ahorros neto de impuestos proporcionado por Cuenca (1994). Aunque la utilización de este tipo de interés minora ligeramente el período de análisis, por cuanto que la serie se interrumpe en el cuarto trimestre de 1993 (se pierden, por tanto, 8 observaciones temporales), presenta dos ventajas frente a otras alternativas: se trata de un tipo de interés neto de impuestos y posibilita su comparación con resultados empíricos previos disponibles[11]. En cualquier caso, nótese que el tipo real resultante presentará variabilidad individual, al presentarla el índice de precios utilizado.

4 RESULTADOS

En el Cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación del modelo para dos especificaciones distintas. Las columnas impares ofrecen los resultados para todas las muestras cuando la especificación no incluye variables de oferta de trabajo. Las columnas pares replican a las anteriores cuando se introducen variables de oferta de trabajo. En líneas generales, los resultados son bastante satisfactorios, de acuerdo con los valores de los contrastes. La comparación de estos resultados, con y sin variables de oferta de trabajo, sugiere que el modelo soporta con dificultades la consideración conjunta como instrumentos y como

11 Además, los resultados no cambiaban significativamente cuando se utilizaba el tipo de interés de pasivo de las Cajas de Ahorro entre uno y dos años (obtenido del Boletín Estadístico del Banco de España).

12 Debe señalarse que se realizaron las mismas estimaciones para baterías diferentes de instrumentos a la considerada en el texto. Dado que los resultados no diferían de los presentados se optó por no sobrecargar el trabajo con la presentación de dichos resultados, los cuales están disponibles para cualquier lector interesado.

13 Debe tenerse en cuenta en la valoración de los parámetros estimados para las variables demográficas y de oferta de trabajo, tanto en este como en los ejercicios posteriores, que el número de años considerado en el análisis resulta algo reducido para un análisis de ciclo vital del consumo, a pesar del elevado número de observaciones trimestrales. Es decir, es posible que la muestra no presente una dimensión temporal suficiente para identificar el efecto de estas variables, al menos de las demográficas, aún cuando dicha dimensión sea más que suficiente para verificar el cumplimiento del modelo de la renta permanente.

CUADRO 2
ESTIMACIÓN EN NIVELES TODAS LAS MUESTRAS (MUESTRAS 1, 2 Y 3)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$r_{i,t+1}$	0,1999	0,1831	0,1178	0,1215	0,3588	0,3436
	0,0033	0,0035	0,0037	0,0040	0,0050	0,0054
$\Delta nmbo$	0,2434	0,2326	0,1721	0,1933	0,0906	0,1323
	0,0043	0,0045	0,0025	0,0027	0,0034	0,0040
Δnmm	0,0287	0,0299	-0,0195	-0,0079	-0,0369	-0,0355
	0,0016	0,0009	0,0009	0,0012	0,0010	0,0012
$Edad \bullet 10^2$	–0,3286	0,0012	-0,3351	0,2950	-0,1961	0,1346
	0,0163	0,0009	0,0162	0,0194	0,0167	0,0222
$Edad^2 \bullet 10^4$	0,1037	-0,5369	-0,0126	-0,1004	0,0774	-0,2756
	0,0018	0,0498	0,0017	0,0262	0,0187	0,0312
Sexsp	0,0096	0,0035	-0,2389	-0,2983	-0,0301	-0,1064
	0,0057	0,0065	0,0080	0,0090	0,0090	0,0126
Est_1	0,0442	-0,0341	0,0705	-0,1630	0,0785	-0,2171
	0,0051	0,0076	0,0048	0,0093	0,0048	0,0087
Est_2	-0,0318	-0,1000	-0,0263	-0,2271	0,1794	-0,1184
	0,0067	0,0075	0,0070	0,0101	0,0102	0,0136
Est_3	-0,1540	-0,2053	-0,2382	-0,4679	0,0758	-0,1556
	0,0074	0,0097	0,0071	0,0118	0,0100	0,0126
Ww		-0,1743		-0,2084		-0,4315
		0,0076		0,0088		0,0108
Spw		-0,1459		-0,1565		
		0,0177		0,0132		
Self		0,0030		-0,0819		-0,1142
		0,0121		0,0074		0,0106
NA		-0,0964				
		0,0165				
Sargan	17,585	16,7240	15,6720	13,7462	22,2971	17,3780
	0,550	0,3356	0,6790	0,6176	0,2191	0,3616
Wald	1343,5147	967,9326	1848,7944	1384,8531	1375,5542	1481,9650
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Orto	22,9805	23,1621	17,4303	17,1809	22,2232	19,5773
	0,8498	0,8731	0,9762	0,9787	0,8458	0,9271

Leyendas: *nmbo:* número de miembros de la economía doméstica; nmm: número de miembros de la misma mayores de 14 años; *Sexsp:* var. artificial para el sexo del sustentador principal (1:varón); *Est1, Est2* y *Est3:* var. artificiales que adoptan el valor 1 si el sustentador principal es, respectivamente, analfabeto o sin estudios, tiene la enseñanza de primer grado o tiene la enseñanza de segundo grado; *Spw:* var. artificial que adopta el valor 1 si el sustentador principal trabaja; *Ww:* idem para el conyuge del sustentador principal; *Self:* var. artificicial que adopta el valor 1 si el sustentador principal trabaja por cuenta propia y *NA:* var. artificial que adopta el valor 1 si el sustentador principal es inactivo.
Nota: Los instrumentos adoptados son: constante, retardos 2º al 8º de la primera diferencia del consumo no duradero real, 2º retardo de las diferencias de $r_{i,t+1}$, *nmbo, nmm, Edad, Edad*^{2}, variables artificiales para *Est1, Est2* y *Est3* y *Sexsp,* el 2º retardo de la diferencia del número de perceptores de ingresos de las economías domésticas, 7 var. artificiales de la categoría socioeconómica del sustentador principal y *Ww, Spw* y *Self*. *Sargan, Wald* y *Orto* referencian, respectivamente, los contrastes de restricciones de sobreidentificación, de significatividad conjunta de los parámetros y de ortogonalidad de los residuos. En todos los casos, se incluyen dummies estacionales: el número que figura debajo de los parámetros estimados es su error estándar, y debajo de los estadísticos de los contrastes, el nivel de significatividad.
Las columnas (1) y (2) presentan los resultados para la Muestra 1, las columnas (3) y (4) los resultados para la Muestra 2 y las columnas (5) y (6) presentan los resultados para la Muestra 3.
Por último, en la valoración de los resultados de los contrastes tanto en este Cuadro como en los posteriores debe tenerse en cuenta que dados los coeficientes y los instrumentos el número de grados de libertad cambia en cada ejercicio.

explicativas de las mismas[12]. Por lo general, la mayoría de las variables se muestran significativas[13]. El incremento del número de miembros del hogar influye positivamente en la tasa de crecimiento del consumo. El incremento del número de miembros mayores de 14 años presenta signo positivo en la muestra más amplia considerada y negativo cuando se excluyen los inactivos y los parados, lo que no es sorprendente si se tiene en cuenta que la variable explicada es la tasa esperada de crecimiento en el consumo. La edad influye negativamente en dicha tasa cuando en la especificación del modelo no figuran variables de oferta de trabajo mientras que la introducción de estos hace cambiar su signo, lo que hace pensar que el primer resultado estaba sesgado por la correlación entre edad y situación laboral. Esta evidencia resulta problemática para el modelo canónico de ciclo vital, sobre todo si se tiene en cuenta que la mayor diferencia entre las muestras 1 y las muestras 2 y 3 es la exclusión de los individuos inactivos, de mayor edad relativa.

Como puede verse, las variables socioeconómicas y de oferta laboral presentan más problemas, siendo frecuentes los cambios de signo entre los distintos ejercicios, especialmente en lo que se refiere a las variables artificiales para el nivel de estudios del sustentador principal. Asimismo, que el cónyuge trabaje influye negativamente en la tasa de crecimiento del consumo. Resulta llamativo que el parámetro asociado al trabajo por cuenta propia sea más elevado que el asociado a la situación de trabajo del sustentador principal, por la incertidumbre diferencial de los ingresos implicados y su hipotética relación con el ahorro de precaución[14]. Este hecho podría explicarse por la mayor volatilidad de los ingresos de este tipo de rentas, que deprimiría el consumo de sus perceptores y, por lo tanto, llevaría asociada una mayor tasa esperada de crecimiento de su consumo. Por otra parte, la relación entre la magnitud relativa de los parámetros estimados se invierte con la muestra de activos, lo que sugiere una relación entre este tipo de rentas y la situación de inactividad del sustentador principal.

Del examen de estos resultados, puede concluirse que el valor estimado de la elasticidad de sustitución intertemporal se encuentra alrededor de 0.1/0.2, indicando una escasa respuesta del consumo a las alteraciones del tipo de interés, aunque el valor se minora mucho en algún caso. Este es un valor especialmente reducido y, desde luego, mucho menor de lo habitual en los análisis macroeconómicos. La elas-

14 Esta es una cuestión muy interesante planteada por uno de los evaluadores de este trabajo.

ticidad de sustitución intertemporal muestra un incremento significativo para la población trabajadora con respecto a la población total. Este resultado permite afirmar, de acuerdo con la evidencia empírica previa, que existe un importante grado de diversidad en el valor de este parámetro de unos a otros grupos socioeconómicos. Al mismo tiempo, la definición de la muestra considerada en cada caso parece ser más relevante para el valor obtenido del parámetro que la inclusión o no de determinadas variables en la especificación del modelo.

En el Cuadro 3 se presentan los resultados que se obtienen para las tres muestras cuando el modelo se estima en diferencias para eliminar cualquier efecto fijo individual inobservable. El contraste de Sargan mejora muy notablemente en el caso de la muestra total. Por lo demás, en líneas generales, se mantienen los resultados ya comentados de los Cuadros anteriores. Resulta muy llamativo que los mismos sean, en líneas generales, mejores para la muestra total que para las muestras más reducidas, tanto más cuanto que estas deben presentar, en principio, un mayor grado de homogeneidad entre sus integrantes y que además la diferencia en tamaño de las distintas cohortes entre las distintas muestras es muy reducida (véase el Cuadro 1). En cualquier caso, se produce un incremento notable del valor estimado de la elasticidad de sustitución intertemporal, más limitado en el caso de la muestra 2, que sólo excluye a los inactivos. En ese sentido, el valor tan bajo estimado para este parámetro parece atribuible en exclusiva a la importancia que, en esta muestra, adquiere el comportamiento de consumo de los parados, al excluir a los inactivos. A la vista de estos resultados parece muy razonable considerar que este parámetro depende de la situación financiera de la economía doméstica y, en definitiva, de su renta y su riqueza, que son los principales determinantes de aquélla. En sentido inverso, con la muestra de la población trabajadora ocurre precisamente lo contrario, lo que sugiere que el modelo resiste mucho mejor en este caso.

El Cuadro 4 presenta el contraste de exceso de sensibilidad realizado sobre el modelo en diferencias para eliminar los efectos individuales. Junto al incremento de la renta, en la especificación se introduce la diferencia del logaritmo del cuadrado del consumo, para verificar sí el hipotético exceso de sensibilidad del consumo a la renta es robusto a la presencia de ahorro por el motivo precaución. Solo se presentan y comentan los resultados más interesantes. En primer lugar, en dicho Cuadro el consumo no duradero muestra exceso de sensibi-

CUADRO 3
ESTIMACIÓN EN DIFERENCIAS TODAS LAS MUESTRAS (MUESTRAS 1, 2 Y 3)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$r_{i,t+1}$	0,6107	0,5816	0,2092	0,2412	0,5236	0,5665
	0,0165	0,0186	0,0082	0,0093	0,0076	0,0081
Δ*nmbo*	0,3465	0,3354	0,1867	0,2290	0,1035	0,1318
	0,0122	0,0137	0,0043	0,0048	0,0046	0,0049
Δ*nmm*	0,0770	0,0874	0,0039	0,0149	-0,0418	-0,0457
	0,0045	0,0054	0,0035	0,0036	0,0026	0,0027
Edad • 10^2	0,8944	0,8520	0,2013	0,3575	0,3461	0,4202
	0,0367	0,0422	0,0213	0,0230	0,0248	16,0534
Edad • 10^4	-0,4910	-0,5004	-0,2053	-0,2412	-0,3879	-0,3897
	0,0172	0,0207	0,0112	0,0119	0,0142	0,0149
Sexsp	0,0624	-0,0562	-0,0472	0,0261	-0,0069	0,0866
	0,0178	0,0329	0,0131	0,0163	0,0120	0,0164
Est1	0,0523	-0,2253	0,0222	-0,2018	0,0887	-0,0258
	0,0121	0,0348	0,0120	0,0187	0,0109	0,0192
Est2	-0,1345	-0,4577	0,0311	-0,1985	-0,0507	-0,1165
	0,0213	0,0372	0,0156	0,0196	0,0147	0,0167
Est3	-0,1412	-0,3374	-0,0439	-0,1991	-0,0783	-0,1133
	0,0176	0,0308	0,0137	0,0157	0,0117	0,0128
Ww		-0,2137		-0,2968		-0,1520
		0,0432		0,0182		0,0199
Sup		0,3379		0,1882		
		0,0402		0,0126		
Self		0,4257		0,0412		0,0160
		0,0456		0,0089		0,0071
NA		0,3788				
		0,0326				
Sargan	12,8396	11,2664	14,2950	14,4317	23,7539	24,7389
	0,8467	0,7335	0,7662	0,5666	0,2058	0,1007
Wald	351,2730	220,8736	944,0656	861,1542	1340,9516	1177,8167
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Orto	11,1083	9,4281	19,8131	18,5459	24,1815	23,5734
	0,9993	0,9999	0,9213	0,9490	0,7637	0,7910

Nota: Las columnas (1) y (2) presentan los resultados para la Muestra 1, mientras que las columnas (3) y (4) presentan los resultados para la Muestra 2 y las columnas (5) y (6) presentan los resultados para la Muestra 3. El resto de la información es idéntica a la del Cuadro 2. Los instrumentos adoptados son: constante, retardos 3º al 8º de la primera diferencia del consumo no duradero real, 3º retardo de las diferencias de $r_{i,t+1}$, *nmbo, nmm, Edad, Edad*^{2}, variables artificiales para *Est1, Est2* y *Est3* y *Sexsp,* 3er retardo de la diferencia del número de perceptores de ingresos de las economías domésticas, 7 var. artificiales de la categoría socioeconómica del sustentador principal y *Ww, Spw* y *Self*.

CUADRO 4
ESTIMACIÓN EN DIFERENCIAS
EXCESO DE SENSIBILIDAD Y AHORRO DE PRECAUCIÓN
TODAS LAS MUESTRAS (MUESTRAS 1, 2 Y 3)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$r_{t,t}+1$	0,3772	0,2510	0,3865	0,4333	0,6440	0,6930
	0,0144	0,0168	0,0101	0,0113	0,0095	0,0104
$\Delta\, y_{t,t}$	-0,2508	-0,2008	0,0242	0,0706	0,0165	0,0435
	0,0153	0,0182	0,0062	0,0066	0,0062	0,0074
$\Delta\,(\ln C_{t,t+1})^2$	6,4447	5,6677	9,0519	6,0613	5,3762	6,1364
	0,2924	0,3643	0,2538	0,2750	0,2798	0,3326
Sargan	15,0109	13,8050	13,1323	11,3609	20,2621	20,5831
	0,5647	0,3877	0,7273	0,6575	0,2610	0,1507
Wald	600,0905	382,8549	691,4423	536,3698	948,7561	731,5182
	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Orto	21,4935	18,1286	21,6495	20,4313	25.2305	22,3655
	0,8718	0,9564	0,8665	0,9048	0,7138	0,8404

Nota: Este Cuadro replica los ejercicios del anterior Cuadro 3, con la única diferencia de que se incluye las diferencias de la renta y del cuadrado del logartimo del consumo entre las explicativas. Dado que nuestro interés primario es el resultado del contraste del exceso de sensibilidad y el valor estimado de la elasticidad de sustitución intertemporal, solo se reportan los parámetros estimados y errores estándar de las variables renta y tipo de interés.

lidad en todos los casos. De acuerdo con este resultado, sin negarle relevancia a las alteraciones de la incertidumbre en el consumo no duradero, habría que recurrir a explicaciones alternativas y/o complementarias al ahorro de precaución para explicar el exceso de sensibilidad detectado. En segundo lugar, el contraste de Sargan empeora muy ligeramente con respecto al Cuadro 3, lo que refuerza este resultado contrario al modelo si se tiene en cuenta que la ampliación de la especificación se ha realizado sin modificar nuestras baterías de instrumentos previas. En tercer lugar, resulta muy interesante comprobar que el valor estimado de la elasticidad de sustitución intertemporal se altera de forma sistemática con relación a los resultados del Cuadro 3, según las muestras, al realizar el contraste de exceso de sensibilidad: mientras que la introducción del incremento de la renta reduce el valor estimado del parámetro y su significatividad para la muestra total, los incrementa para la muestra que excluye a los inactivos, al tiempo que apenas altera su valor para la muestra restante. En cuarto y último lugar, resulta muy significativo que el incremento del cuadrado del logaritmo del consumo presente signo positivo en todos los casos,

indicando que el incremento de la incertidumbre reduce la tasa de crecimiento del consumo. También llama la atención que sólo para la muestra total el incremento de la renta presente signo negativo (sobre este particular, véase Zeldes (1989)). De nuevo, el modelo parece ajustar mejor con la muestra de la población trabajadora. A tenor de estos resultados, parece muy razonable concluir que la elasticidad de sustitución intertemporal ha presentando durante el período de análisis un valor positivo y superior a 0.5, al menos para el colectivo integrado por los trabajadores e inactivos, que representa una parte mayoritaria de la población total.

5 CONCLUSIONES

Este trabajo contrasta la existencia de exceso de sensibilidad del consumo no duradero español, a partir de diferentes pseudo-paneles de datos extraídos de la ECPF para el período 1985.1-1993.4, con una especial atención al valor de la elasticidad de sustitución intertemporal. Los resultados demuestran que el consumo no duradero responde a las alteraciones anticipadas del ingreso, en contra de las predicciones del modelo de la renta permanente con expectativas racionales, lo cual hace que responda con un exceso de sensibilidad con respecto a los ingresos. Al mismo tiempo, la evidencia presentada confirma que este resultado viene explicado muy especialmente por el comportamiento de ciertos colectivos socioeconómicos, si bien sería necesario profundizar la investigación en este campo con modelos y fuentes estadísticas más adecuados a este fin.

Los resultados refrendan la evidencia previa disponible en el sentido de que, cuando se utilizan datos microeconómicos, es posible estimar valores mucho más razonables de la elasticidad de sustitución intertemporal que cuando se hace con datos macroeconómicos. En concreto, parece que en la economía española este parámetro presenta un valor positivo y ligeramente superior a 0.5, posiblemente en el entorno de 0.6 o 0.7, confirmando la evidencia empírica previa disponible. Al mismo tiempo, lo que no supone ninguna sorpresa, los resultados indican grados diversos de comportamiento intertemporal del consumo entre los diferentes colectivos socioeconómicos. Desde otro punto de vista, parece altamente razonable postular, como en la literatura más reciente, una relación bien definida entre dicho parámetro y

la riqueza de la economía doméstica, o cualquier otra variable relacionada con la misma.

Los resultados también indican que la explicación del exceso de sensibilidad del consumo frente a los ingresos no puede atribuirse, al menos completamente, a las alteraciones de la incertidumbre. Si bien este resultado se apoya en un ejercicio econométrico relativamente simple, es consistente con las características del comportamiento de la economía española durante la mayor parte del período de análisis. Entre 1985 y 1992, la economía española vivió una expansión muy intensa en un ambiente de notable euforia económica. Si este resultado se combina con el hecho de que durante esos años se experimentó en nuestro país un proceso de amplia liberalización financiera, al igual que en la mayoría de los países desarrollados, que tuvo que reducir necesariamente la importancia de las restricciones de liquidez, el exceso de sensibilidad detectado resulta muy relevante y exige un mayor esfuerzo de investigación en su explicación.

En la medida en que el consumo responde ante variaciones anticipadas de los ingresos, los resultados de este trabajo sustentan la utilidad de las políticas de gestión de la demanda más allá de lo que sugiere la teoría de la renta permanente. Pero, dado que los resultados difieren en función de las muestras consideradas, sería adecuado que la aplicación de políticas activas tuviera una orientación microeconómica.

Por último, la relación que detectamos entre el tipo de interés y el incremento del consumo también sugiere que dicha variable puede ser un instrumento eficaz en la orientación de las decisiones de gasto de las familias, aunque con las limitaciones que en la actualidad conlleva el diseño y aplicación de la política monetaria.

REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

Albarrán Pérez, P. (2000): "Income Uncertainty and Precautionary Saving: Evidence from Spain". CEMFI. Mimeo.

Altonji, J. y A. Siow (1987): "Testing the Response of Consumption to Income Changes with (noisy) Panel Data". Quarterly Journal of Economics, 102, 293-328.

Anderson, T. W. y C. Hsiao (1982): "Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data". Journal of Econometrics, 18, 47-82.

Andrés, J.; C. Molinas y D. Taguas (1990): "Una Función de Consumo Privado para la Economía Española: Aplicación del Análisis de Cointegración". Cuadernos Económicos de ICE, 44, 173-212.

Arellano, M. y O. Bover (1990): "La Econometría de Datos de Panel". Investigaciones Económicas, 14, 3-45.

Attanasio, O.P y M. Browning (1995): "Consumption over the Life Cycle and over the Business Cycle", American Economic Review, 85, 1118-1137.

Attanasio, O.P. y S.J. Davis (1996): "Relative Wage Movements and the Distribution of Consumption", Journal of Political Economy, 104, 1227-1262.

Attanasio, O.P. y H. Low (2000): "Estimating Euler Equations". NBER Technical Working Paper Series, nº 253.

Attanasio, O.P. y G. Weber (1989): "Intertemporal Substitution, Risk Aversion and the Euler Equation for Consumption". The Economic Journal, 99, 59-73.

Attanasio, O.P. y G. Weber (1993): "Consumption, the Interest Rate and Aggregation". Review of Economic Studies, 60, 631-50.

Attanasio, O.P. y G. Weber (1995): "Is Consumption Growth Consistent with Intertemporal Optimization? Evidence from the Consumer Expenditure Survey", Journal of Political Economy, 103, 1121-1157.

Attanasio, O.P (1999): "Consumption", en J.B. Taylor y M. Woodford (eds.), Handbook of Macroeconomics, vol. 1, cap. 11, 741-812. Elsevier Science B.V.

Baccheta, P. y S. Gerlach (1997): "Consumption and Credit Constraints: International Evidence". Journal of Monetary Economics, 40, 207-238.

Blundell, R.; M. Browning y C. Meghir (1994): "Consumer Demand and the Lifetime Allocation of Consumption". Review of Economic Studies, 61, 57-80.

Browning, M.; A.S. Deaton. y M. Irish (1985): "A Profitable Approach to Labor Supply and Commodity Demands over the Life-Cycle". Econometrica, 53,503-543.

Carroll, C. y L.H. Summers (1989): "Consumption Growth Paralells Income Growth: Some New Evidence", en Bernheim, B.D. y J.B. Shoven (eds.), National Saving and Economic Performance, 305-343, Chicago University Press for NBER.

Carroll, C.D. (1996): "Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis", NBER Working Paper Series, 5788.

Collado, M.D. (1998): "Estimating Dynamic Models from Time Series of Cross-Sections". Journal of Econometrics, 82, 37-62.

Cuenca, J.A. (1994): "Variables para el estudio del sector monetario". Banco de España. Documento de Trabajo 9416.

Cutanda, A. (1995): "Consumo y Exceso de Sensibilidad a la Renta: Evidencia para el Caso Español a Partir de un Pseudo-Panel de la ECPF". Departamento de Análisis Económico. Universidad de Valencia. Documentos de Trabajo, DT 95-16.

Cutanda, A y J.M. Labeaga (2001): "Simulación de Perfiles de Consumo a partir de un Pseudo-Panel de la ECPF". Revista de Economía Aplicada, 26, 95-124.

Deaton, A.S. (1985): "Panel Data from Time Series of Cross Sections". Journal of Econometrics, 30, 109-126.

Deaton, A. S. (1991): "Saving and Liquidity Constraints". Econometrica, 59, 1221-1248.

Deaton, A.S. (1992): Understanding Consumption. University of Oxford. Clarendon Press.

DeJuan, J. P. y J.J. Seater (1999): "The Permanent Income Hypothesis: Evidence from the Consumer Expenditure Survey". Journal of Monetary Economics, 43, 351-376.

Dolado, J.J., Sebastián, M., y J. Vallés (1993): "Cyclical Patterns of the Spanish Economy". Investigaciones Económicas (Segunda Epoca), vol. XVII(3), Septiembre 1993, 445-473.

Estrada , A. y J.D. López-Salido (1994): "Consumption and Income Relationships in Spain: An Empirical Macro Model". Banco de España. Documento de Trabajo 9417.

Flavin, M. (1981): "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations About Future Income". Journal of Political Economy, 89, 974-1009.

Griliches, Z. y J.A. Hausman (1986): "Errors in Variables in Panel Data". Journal of Econometrics, 31, 93-118.

Hall, R.E. (1978): "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence". Journal of Political Economy, 96, 971-987.

Hall, R.E. (1988): "Intertemporal Substitution in Consumption". Journal of Political Economy, 96, 339-357.

Hall, R.E. y F.E. Mishkin (1982): "The Sensitivity of Consumption to Transitory Income: Estimates from Panel Data of Households". Econometrica, 50, 461-481.

Hansen, L.P. y K.J. Singleton (1982): "Generalized Instumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models". Econometrica, 50, 1269-1286.

Hayashi, F. (1985): "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Sectional Analysis". Quarterly Journal of Economics, 100, 1083-1113.

Hsiao, C. (1985): "Benefits and Limitations of Panel Data". Econometric Review, 4, 121-174.

Hsiao, C. (1986): Analysis of Panel Data. Cambridge University Press.

López Salido, J.D. (1993): "Consumo y Ciclo Vital: Resultados para España con Datos de Panel". Investigaciones Económicas (Segunda Epoca), vol. XVII(2), Mayo 1993.

López-Salido, J.D. (1995): "Learning about Intertemporal Substitution in Consumption from Alternative Data and Preference Specifications: The Case of Spain". CEMFI. Documento de Trabajo, 95-12.

Lusardi, A. (1996): "Permanent Income, Current Income and Consumption: Evidence from Two Panel Data Sets". Journal of Business and Economic Statistics, 19, 2, 325-346.

Meghir, C. y G. Weber (1996): "Intertemporal Nonseparability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis Using a U.S. Consumption Panel", Econometrica, 64, 5, 1151-1181.

Moffit, R. (1993): "Identification and Estimation of Dynamic Models with a Time Series of Repeated Cross-Sections". Journal of Econometrics, vol.59, 99-123.

Nijman, T. y M. Verbeek (1990): "Estimation of Time-Dependent Parameters in Linear Models Using Cross-Sections, Panels or Both". Journal of Econometrics, 46, 333-346.

Nijman, T. y M. Verbeek (1992): "Can Cohort Panel Data be Treated as Genuine Panel Data?". Empirical Economics, 17, 9-23.

Nijman, T. y M. Verbeek (1993): "Minimum MSE Estimation of a Regression Model with Fixed Effects from a Series of Cross-Sections", Journal of Econometrics, 59, 125-36.

Ogaki, M., J.D. Ostry y C.M. Reinhart (1996): "Saving Behavior in Low - and Middle - Income Developing Countries. A Comparison". IMF Staff Papers, 43, 38-71.

Runkle, D.E. (1991): "Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis". Journal of Monetary Economics, 27, 73-98.

Saez, M. (1990): "Aportaciones Econométricas a la Especificación, Estimación y Contraste de la Función de Consumo Agregada". Universitat de Barcelona. Documento de Trabajo.

Zeldes, S.P. (1989): "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation". Journal of Political Economy, 97, 305-346.

Abstract

This paper estimates Euler equations using different pseudo-panels from the Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) for the period 1985.1-1993.4. This empirical work examines the sensitivity of the results to changes in the instruments and changes in the sample definition. According to these results, there are problems to accept that the behaviour of Spanish aggregate nondurable consumption over this period could be explained by the intertemporal choice setting. In this sense, Spanish nondurable consumption displays excess sensitivity to income and, at the same time, a very stable relationship with the interest rate. Finally, the results support the hypothesis of a high heterogeneity in the intertemporal substitution of the Spanish consumption from one population group to another.

Políticas Anti-Fraude y Recaudación: El Papel de la Tributación por Módulos*

JUDITH PANADÉS I MARTÍ
Universitat Autònoma de Barcelona

1. INTRODUCCION

De acuerdo con la legislación vigente sobre el IRPF español, los contribuyentes que perciben determinados tipos de rentas pueden elegir entre pagar la cantidad de impuestos correspondientes a la renta que hayan declarado, estando en este caso sujetos a la posibilidad de ser inspeccionados por la administración (estimación directa) o pagar una cantidad fijada por el gobierno y quedar exentos de cualquier otra obligación tributaria y de cualquier posible inspección (sistema de módulos). El objetivo de este artículo es analizar los efectos sobre la recaudación del gobierno de los cambios en los instrumentos fiscales asociados a los dos sistemas de tributación mencionados.

Un sistema impositivo obliga a los individuos a entregar parte de su renta al gobierno en concepto de impuestos. La agresividad con la que este hecho es percibido por la mayoría de los contribuyentes fomenta la aparición de distintos estrategias encaminadas a reducir su carga fiscal. Así pues, el problema del fraude fiscal es un fenómeno ínti-

* Agradezco la financiación concedida por el Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto SEC2000-0684. Este trabajo se ha beneficiado de los valiosos comentarios de Jordi Caballé e Inés Macho. Los errores que persistan son de mi exclusiva responsabilidad.

mamente asociado a los sistemas impositivos vigentes que afecta en mayor o menor medida a la totalidad de los paises desarrollados.

La mayor parte de los análisis económicos realizados hasta ahora sobre el fenómeno de la evasión fiscal se han basado en la formalización propuesta por Allingham y Sandmo (1972). Según este planteamiento, los individuos deciden voluntariamente que parte de su renta declarar, sopesando por una parte los beneficios obtenidos por el hecho de pagar sólo los impuestos asociados a la renta declarada y por otra las pérdidas en las que pueden incurrir si este comportamiento fraudulento es descubierto y, por lo tanto, sancionado. Para asegurar la consistencia de estos modelos económicos, es necesaria la implementación de un procedimiento legal que permita inspeccionar las declaraciones y penalizar aquellos comportamientos que se hayan revelado fraudulentos.

El problema de la evasión fiscal genera, entre otros, un problema obvio en términos de volumen recaudatorio ya que, fijado un determinado valor para el tipo impositivo, la recaudación disminuye a medida que los individuos deciden no declarar toda su renta. Es por ello, que los diferentes gobiernos intentan diseñar políticas anti-evasión encaminadas a recuperar parte de la recaudación que los gobiernos pierden a causa de la evasión fiscal. La mayor parte de la literatura existente se centra en el impacto de cambios en la política inspectora, lo que se traduce en cambios en la probabilidad de inspección y en las multas en caso de que se descubra una infracción. Los resultados obtenidos al respecto son concluyentes y nada sorprendentes: más inspecciones y mayores sanciones conducen a una menor evasión, lo que a su vez se traduce en una recaudación mayor[1]. Por lo tanto, queda claro el papel que juega la política de inspección como elemento disuasorio del fenómeno de la evasión fiscal. Ahora bien, algunos autores creen que las políticas anti-evasión han de llevarse a cabo mediante los propios instrumentos fiscales. En muchos de los análisis experimentales realizados en torno al problema de la evasión fiscal se obtiene que los individuos evaden más o menos en función del tipo impositivo y/o del gasto público[2]. Siguiendo esta línea, Williams (1996) propone algunas medidas acerca de como desincentivar la elusión fiscal, aunque también son

[1] Este resultado es obtenido de forma teórica, pero en distintos contextos, por Allingham y Sandmo (1972), Bordignon (1993), Sánchez y Sobel (1993) y Cowell (1995) entre otros. Los estudios experimentales de Friedland, Maital y Rutenberg (1978), Becker, Buchner y Sleeking (1987) y Beck, Davis y Jung (1991) corroboran este resultado.

[2] Véase para más detalles el estudio experimental realizado por Sánchez y de Juan (1994) para el caso de España.

aplicables en buena medida al problema de la evasión fiscal[3]. Entre ellas podemos encontrar, por ejemplo, la creación de nuevos impuestos menos expuestos a la evasión fiscal o campañas de concienciación destinadas a los contribuyentes para que éstos perciban el pago de sus impuestos como algo necesario para el buen funcionamiento de una sociedad preocupada por temas de carácter redistributivo. Sin duda un ejemplo claro de este tipo de impuestos es el impuesto conocido como de suma fija, que es aquel que no depende de la cantidad de renta declarada por el contribuyente.

En el IRPF español existe un ejemplo concreto de tributación que constituye un caso claro de política anti-evasión. Este tipo de política combina dos modalidades de tributación de muy distinta naturaleza: el impuesto de suma fija y el impuesto proporcional. Concretamente, esta política consiste en dar a escoger al contribuyente entre pagar una cantidad fija de impuestos, independientemente de la renta que el contribuyente posea (sistema de módulos) o bien estar sujeto a un impuesto proporcional sobre la renta y pagar en función de lo que se declare (sistema de estimación directa), haciendo frente a una probabilidad positiva de ser inspeccionado por el gobierno[4]. Así pues mientras que el sistema de módulos anula por completo cualquier tipo de comportamiento evasor, el sistema de estimación directa puede dar lugar a la aparición de tal comportamiento.

Observemos que en este contexto el gobierno tiene a su disposición dos instrumentos de política fiscal: el tipo impositivo y el impuesto de suma fija. Nuestro análisis se va a concentrar, en primer lugar, en estudiar la relación existente entre la recaudación del gobierno y estos dos instrumentos de política fiscal[5]. En concreto, pretendemos mostrar bajo qué condiciones esta relación entre los instrumentos fiscales y la recaudación es creciente, y en que casos es posible obtener la típica curva de Laffer, la cual implica que la relación entre recaudación y instrumentos fiscales tenga la forma de una U invertida. El interés de este análisis reside en el hecho de que nos va a permitir valorar hasta que punto políticas encaminadas a aumentar la recaudación del gobierno van a estar vinculadas a impuestos más altos. En segundo lugar, inten-

[3] Elusión fiscal es el término general que se aplica para denominar al conjunto de acciones que permiten una reducción de la carga fiscal de los contribuyentes sin incurrir en delito fiscal.

[4] Este tipo de políticas se aplica solamente a las rentas procedentes de los rendimientos profesionales.

[5] Cabe decir que Chu (1990) consideró este mismo tipo de política anti-evasión, a la que él llamo FATOTA (Fixed Amount of Taxes or Tax Audits), con el objetivo de analizar cuando la introducción de este tipo de políticas constituían una mejora en el sentido de Pareto.

taremos valorar cual es el papel que juegan este tipo de políticas fiscales en la economía desde un punto de vista más general, analizando tanto sus ventajas como sus inconvenientes.

En nuestro modelo consideraremos un entorno con individuos heterogéneos. Dicha heterogeneidad proviene exclusivamente del hecho de que los individuos poseen rentas distintas. Sin embargo, las preferencias de dichos individuos van a estar representadas por una función de utilidad esperada común. En este entorno analizaremos cómo los individuos escogen un sistema u otro para realizar su declaración de renta dependiendo del valor de los instrumentos fiscales que el gobierno posee y cómo esta decisión afecta a la recaudación del gobierno.

Los resultados obtenidos dependen básicamente de la combinación de dos efectos que tienen lugar cuando cambian tanto el tipo impositivo como el impuesto de suma fija. La modificación del valor de alguno de estos dos instrumentos da lugar a un traspaso de individuos de un sistema a otro. Así pues, los resultados acerca de cómo evoluciona la recaudación van a depender crucialmente de que cantidad de ingreso pierde el gobierno cuando un individuo abandona un sistema de tributación y la cantidad de impuestos adicionales que recauda como consecuencia del ingreso de este individuo en el sistema de tributación alternativo. Cuando el impuesto de suma fija del sistema de módulos varía, obtenemos que la relación entre este instrumento y la recaudación tiene la forma de una curva de Laffer. Esto implica que no siempre mayores valores del impuesto de suma fija se traducen en recaudaciones más altas. Por contra, cuando se analiza la relación entre el tipo impositivo del sistema de estimación directa y la recaudación, se observa que ésta es siempre creciente. En este caso, el gobierno obtendría su máxima recaudación de la economía mediante un tipo impositivo del 100%, el cual sólo será pagado por los individuos que se han acogido al sistema de estimación directa. Obviamente, en un contexto macroeconómico o de equilibrio general este resultado debería matizarse teniendo en cuenta los efectos sobre la base impositiva, la cual sería endógena en última instancia.

Este artículo se organiza como sigue. En la Sección 2 se analiza el comportamiento de los individuos según el sistema de declaración escogido. La Sección 3 define cual es la recaudación del gobierno en función de sus fuentes de ingreso. En la Sección 4 se presentan los resultados obtenidos acerca de la estática comparativa del impuesto de suma fija respecto a la recaudación. La Sección 5 analiza como se comporta la

recaudación cuando es el tipo impositivo el que varía. En la sección 6 se discuten algunas de las posibles aplicaciones de los resultados obtenidos. Finalmente en la Sección 7 se exponen algunas posibles extensiones. Todas las demostraciones aparecen en el apéndice final.

2. EL COMPORTAMIENTO DE LOS INDIVIDUOS

Consideremos una economía con un continuo de individuos que se diferencian por la renta exógena e idiosincrática y que reciben. Supondremos que la distribución de la renta entre los individuos es uniforme en el intervalo $[0, \bar{Y}]$. La preferencias de los individuos están representadas por una misma función de utilidad isolelástica

$$U(I) = \frac{(I)^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \text{ con } \gamma > 0,$$

definida sobre la renta después de impuestos I[6]. Los individuos están sujetos al pago de un impuesto proporcional sobre la renta $\tau \in [0, 1]$.

Los individuos tiene dos posibles maneras de realizar su declaración de la renta. Por un lado pueden declarar sus ingresos acogiéndose al sistema de estimación directa (ED), lo que implica pagar impuestos según la renta que se declara. En este caso los contribuyentes se hallan expuestos a ser inspeccionados y a satisfacer una multa en caso de haber declarado una cantidad menor de la que realmente han ingresado. Por otro lado se pueden acoger al sistema de módulos (MO) que consiste en pagar un cantidad fija determinada por el gobierno independientemente de la renta que se posea.

2.1. Estimación directa (ED)

Bajo el sistema de ED el fraude fiscal está muy presente ya que los individuos tienden a declarar una renta inferior a la realmente han recibido. Es por ello que supondremos que los individuos que se acogen a este tipo de declaración se comportan óptimamente como evasores.

[6] La función de utilidad isoelastica es comunmente utilizada para el análisis de problemas económicos tanto en contextos financieros (ver el artículo de Rubio (1991) y las abundantes referencias que en él se hallan incluidas) como en contextos macroeconómicos con incertidumbre (ver Cooley (1995) y las referencias que contiene).

Consideremos pues el modelo standard de evasión fiscal propuesto por Allingham y Sandmo (1972) según el cual los individuos declaran la cantidad de renta $x \in [0, y]$ que maximiza su utilidad esperada. La probabilidad de ser inspeccionados es constante e igual a p. La inspección permite al gobierno conocer perfectamente cual es la renta real y de un individuo. Así pues, los individuos reducen la cantidad de impuestos a pagar en $\tau(y - x)$ cuando no son inspeccionados. Por otro lado, si un individuo es inspeccionado debe hacer frente al pago de una multa proporcional a los impuestos evadidos $s > 0$ (véase al respecto la formulación de Yitzhaki, 1974). Vamos a suponer que declarar una cantidad de renta superior a la real no proporciona ganancia alguna[7]. Por otra parte, declarar una cantidad de renta negativa no presupone recibir una subvención del gobierno ya que para éste una renta declarada negativa es equivalente a una renta igual a cero. En otras palabras el sistema fiscal no incluye ningún tipo de subvención para compensar pérdidas. Estas características del sistema fiscal implican que la cantidad óptima de renta declarada es mayor que cero y menor que y. Definimos la renta evadida como $e = y - x$ por lo que $e \in [0, y]$. En consecuencia, la renta neta I de un individuo que evade la cantidad e y que posee una renta real y es igual a:[8]

$$I = \begin{cases} y - \tau y + \tau e, & \text{si el individuo no es inspeccionado,} \\ y - \tau y - s\tau e, & \text{si el individuo es inspeccionado.} \end{cases}$$

Supondremos que los parámetros que definen la política de inspección, p y s están dados exógenamente.

Cada contribuyente escoge la cantidad de renta que quiere evadir e buscando maximizar su utilidad esperada

$$E[U(I)] = (1 - p)\left[\frac{(y - \tau y + \tau e)^{1-\gamma}}{1 - \gamma}\right] + p\left[\frac{(y - \tau y - s\tau e)^{1-\gamma}}{1 - \gamma}\right]. \qquad (2.1)$$

El siguiente lema muestra las soluciones del problema de maximización de la utilidad esperada (2.1):

[7] Cuando un individuo declara una renta x mayor que su renta real y, sólo recupera su exceso de declaración cuando éste es investigado, por lo tanto, $s\tau = 1$ cuando $x \geq y$.

[8] Obsérvese que $y - \tau y + \tau e = y - \tau x$.

Lema 2.1. *La renta evadida óptima $e(\tau, y)$, como función del tipo impositivo τ y de la renta real y es*

$$e(\tau,y) = \begin{cases} 0 & si \quad s \geq \dfrac{1-p}{p}, \\ \left[\dfrac{(A-1)(1-\tau)}{\tau(1+As)}\right] y & si \quad \left(\dfrac{1-p}{p}\right)(y-\tau y-s\tau y)^{\gamma} < s < \dfrac{1-p}{p}, \\ y & si \quad s \leq \left(\dfrac{1-p}{p}\right)(y-\tau y-s\tau y)^{\gamma}, \end{cases}$$

$$\text{donde } A = \left(\frac{ps}{1-p}\right)^{-\frac{1}{\gamma}}.$$

El Lema 2.1 caracteriza el comportamiento de un individuo evasor para una multa proporcional s sobre los impuestos evadidos dada. Vemos que una multa suficientemente pequeña incentiva a los individuos a evadir toda su renta ya que, en caso de inspección, la sanción a pagar no será demasiado alta. Cuando la multa es mayor, evadir toda la renta es más costoso por lo que los individuos deciden declarar una cantidad positiva de renta. Vemos que una sanción s mayor que $\frac{1-p}{p}$ elimina completamente los incentivos que tienen los individuos para evadir.

Dado que nuestro análisis se centra en el estudio del caso para el que la evasión es estrictamente positiva supondremos de ahora en adelante que la condición $s < \frac{1-p}{p}$ se cumple siempre.[9]

Observemos que las condiciones para las que se cumple que $e(\tau, y) > 0$ dependen del tipo impositivo además de los parámetros de la política de inspección p, y s. Ello nos permite expresar $e(\tau, y)$ como

$$e(\tau, y) = \phi(\tau)\, y, \tag{2.2}$$

donde

[9] Por ejemplo, si fijamos $s = 2$, la condición $s < \frac{1-p}{p}$ se satisface para todos los valores de p tal que $p < 0.33$. Cabe señalar que los valores de la probabilidad de inspección que se observan empíricamente se hallan muy por debajo de 0.33.

$$\phi(\tau) = \begin{cases} 1 & \text{si} \quad \tau \leq \tau^* \\ \dfrac{(A-1)(1-\tau)}{\tau(1+As)} & \text{si} \quad \tau > \tau^*, \end{cases} \tag{2.3}$$

siendo $\tau^* \in (0, 1)$ el tipo impositivo que separa la evasión total de la parcial. La expresión analítica de τ^* viene dada por la expresión

$$\tau^* = \frac{1 - \left(\dfrac{sp}{1-p}\right)^{\frac{1}{\gamma}}}{1+s}, \tag{2.4}$$

la cual ha sido obtenida a partir de la condición del Lema 2.1 que garantiza que $e(\tau, y) = y$.

Finalmente sustituyendo $e(\tau, y)$ en la expresión (2.1) obtenemos

$$V(\tau, y) = (1-p)\left[\frac{(y - \tau y + \tau e(\tau, y))^{1-\gamma}}{1-\gamma}\right] + p\left[\frac{(y - \tau y - s\tau e(\tau, y))^{1-\gamma}}{1-\gamma}\right]. \tag{2.5}$$

La expresión (2.5) define el valor máximo que alcanza la utilidad esperada, lo que no es otra cosa que la función indirecta de utilidad cuando el tipo impositivo es τ y la renta del individuo es y.

2.2. Sistema de módulos (MO)

Los contribuyentes que se acogen a este sistema de declaración simplemente deben pagar un impuesto de suma fija $T > 0$ fijado por el gobierno y que no depende de la renta real que los individuos posean. A los individuos que se acogen a este sistema se les exime de toda potencial inspección posterior, dado que la naturaleza del impuesto de suma fija no permite la aparición de la evasión fiscal.[10]

[10] Debe matizarse que el valor real del módulo se fija dependiendo de una serie de parámetros relacionados directa o indirectamente con la actividad económica que se lleva a cabo. Es por ello que a posteriori el sistema de módulos se ha revelado también como un sistema potencialmente fraudulento en la medida en que los individuos pueden no revelar las características verdaderas de su actividad económica con el objetivo de ver reducido el valor del módulo a pagar. Parece claro que el objetivo de la legislación española al instaurar el sistema de módulos en el año 1992 era la liberación de un buen numero de recursos al no tener que inspeccionar a los individuos acogidos al sistema de MO. Aun así, sigue siendo cierto que el valor del módulo no depende de manera directa de la cantidad de renta que ha generado el individuo, por lo que el análisis planteado sigue siendo válido.

La utilidad que tiene un individuo que opta por declarar según el sistema de MO es $U(y - T)$. Con el fin de garantizar que al menos el individuo más rico pueda optar por el sistema de MO, supondremos que la condición $T \leq \overline{Y}$ siempre se satisface.

3. EL GOBIERNO

El gobierno obtiene recursos de tres fuentes distintas: de los impuestos proporcionales que voluntariamente pagan los consumidores, de las multas que los evasores pagan cuando son inspeccionados y, por lo tanto, sancionados y de los impuestos de suma fija que pagan los contribuyentes que se acogen al sistema de MO. El gobierno inspecciona a cada individuo con probabilidad p, por lo que una fracción p de individuos son inspeccionados en esta economía dado que existe un continuo de agentes. Con el objetivo de simplificar el análisis supondremos que no existen costes asociados a la actividad de inspección.[11] Así pues la recaudación total del gobierno viene dada por la siguiente integral de Lebesgue:

$$G(\tau, T)=\int_{H(\tau, T)} [(1-p)\ \tau\ (y-e(\tau,\ y)) + p\tau\ (y + se(\tau,\ y))]\ dy + \int_{\overline{H(\tau, T)}} T dy, \tag{3.1}$$

donde $H(\tau,\ T)$ es el subconjunto medible de Lebesgue de rentas en $[0,\ \overline{Y}]$ para el cual los individuos prefieren acogerse al sistema de ED cuando el tipo impositivo es τ y la cantidad fija a pagar en caso de optar por el sistema de MO es T, y donde $\overline{H(\tau, T)}$ es el conjunto complementario de $H(\tau,\ T)$ en el intervalo $[0,\ \overline{Y}]$. Obviamente, $G(\tau,\ T)$ es una función continua.

El gobierno posee en este caso dos instrumentos de política fiscal: el tipo impositivo τ con el que grava a los individuos que prefieren declarar según el sistema de ED y el impuesto de suma fija T que pagan los contribuyentes que se acogen al sistema de MO. Fijémonos que una variación de τ afecta tanto a la cantidad de renta evadida como al conjunto de individuos que declaran según ED, y que una variación de T aparte de modificar la recaudación obtenida según este concepto, tam-

[11] Debe señalarse que si el gobierno no cambia la probabilidad de inspección p, el supuesto de coste de inspección nulo no afecta el presente análisis. Estamos pues suponiendo que el gobierno inspecciona a un individuo tanto si se acoge a una modalidad o a otra, con la diferencia de que cuando el individuo es evasor y es inspeccionado éste es sancionado, mientras que en caso contrario no existe penalización alguna.

bién afecta al conjunto $H(\tau, T)$. Tal y como ya hemos mencionado anteriormente, nuestro objetivo se centra en el análisis del comportamiento de la recaudación del gobierno cuando los instrumentos de política fiscal son modificados. En otras palabras queremos estudiar cual es la estática comparativa de la función $G(\tau, T)$ respecto a τ y a T. Las secciones 4 y 5 nos proporcionan los resultados obtenidos al respecto.

4. ESTATICA COMPARATIVA RESPECTO AL IMPUESTO DE SUMA FIJA

En este caso el valor del tipo impositivo τ está dado y nuestro objetivo se centra en estudiar como se comporta la recaudación del gobierno cuando éste varía el impuesto de suma fija T que pagan los individuos que optan por el sistema de MO.

Hemos supuesto que los individuos que se acogen al sistema de ED son evasores. Ello implica que los individuos comparen la utilidad esperada que les proporciona evadir, tanto en el caso de evasión total como parcial, con la utilidad obtenida de pagar el impuesto de suma fija.

Obviamente para $T = 0$, todos los individuos querrán acogerse al sistema de MO, pero a medida que T aumente los individuos irán considerando el abandonar el sistema de MO y pasarse al de ED. Dado que el individuo más rico es el último en abandonar el sistema de MO, podemos hallar el impuesto de suma fija tal que deja indiferente al individuo más rico entre un sistema u otro.[12] En particular, este valor de T es aquel que satisface la siguiente igualdad:

$$V(\tau, \overline{Y}) = \frac{(\overline{Y} - T)^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \tag{4.1}$$

donde V es la función indirecta de utilidad definida en (2.5) . Usando las expresiones (2.2) y (2.3), podemos despejar T en (4.1) y obtenemos

$$\hat{T}(\tau) = \begin{cases} \overline{Y}\left[1-((1-p) + p(1-\tau-\tau s)^{1-\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}}\right] & \text{si} \quad 0 \le \tau \le \tau^* \\ \overline{Y}\,[1-((1-\tau)\mathrm{D}] & \text{si} \quad \tau^* < \tau \le 1, \end{cases} \tag{4.2}$$

[12] Adoptaremos la convención de que cuando un individuo está indiferente entre el sistema de MO y el de EO escoge éste último.

donde

$$D = \left[\left(\frac{1+s}{1+As}\right)((1-p)A^{1-\gamma}+p)^{\frac{1}{1-\gamma}}\right]. \tag{4.3}$$

Por lo tanto, para $T \geq \hat{T}$ nadie deseará acogerse al sistema de MO, ya que el individuo más rico prefiere no hacerlo. Por el contrario, para $T < \hat{T}$ tendremos individuos que escogerán quedarse en un sistema o en otro dependiendo de su renta y del valor que tome el impuesto de suma fija. Observemos que el valor de $\hat{T}(\tau)$ es creciente respecto a τ. Ello simplemente denota que cuando se fija un valor mayor del tipo impositivo el individuo más rico también está dispuesto a pagar un valor de módulo mayor.

Para un T menor que $\hat{T}$, podemos hallar la renta que hace indiferentes los dos sistemas de tributación existentes. Este nivel de renta, al que denotaremos como $y^*(\tau, T)$, es aquel que satisface la siguiente igualdad:

$$V(\tau, y) = \frac{(y - T)^{1-\gamma}}{1-\gamma}.$$

Obtenemos así la siguiente expresión para $y^*(\tau, T)$:

$$y^*(\tau, T) = \begin{cases} \dfrac{T}{1 - ((1-p) + p(1-\tau-\tau s)^{1-\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}}} & \text{si } 0 \leq \tau \leq \tau^* \\ \dfrac{T}{1-(1-\tau)D} & \text{si } \tau^* < \tau \leq 1. \end{cases} \tag{4.4}$$

Es fácil ver que $\lim_{\tau \to 0} y^*(\tau, T) = \infty$, lo que indica que para un valor nulo del tipo impositivo todos los individuos preferirán tributar según el sistema de ED. De igual manera, calculando el límite cuando el tipo impositivo tiende a uno, se obtiene que $\lim_{\tau \to 1} y^*(\tau, T) = T$, lo que implica que todo los individuos que posean una renta superior al impuesto de suma fija vigente se acogerán al sistema de MO. Finalmente, sólo mencionar que $y^*(\tau, 0) = 0$ para cualquier posible valor de τ. Este resultado simplemente nos dice que todos los individuos escogerán como sistema de tributación el sistema de MO, dado que ello implica no pagar impuestos.

Así pues, para $T \in [0, \hat{T}(\tau))$ la recaudación del gobierno viene dada

por los ingresos de los individuos que optan por el sistema de módulos más los ingresos de los que optan por el sistema de ED. Por último, es fácil ver que cuando $T \in [\hat{T}(\tau), \overline{Y}]$, la recaudación sólo va a estar compuesta por los ingresos obtenidos mediante el sistema de ED ya que no va haber nadie interesado en escoger el sistema de MO. El siguiente lema nos muestra la expresión de la función $G(\tau, T)$, para un valor dado de τ:

Lema 4.1. *La recaudación total del gobierno para un valor dado de* $\tau \in [0, 1]$ *viene definida por la siguiente función por partes:*

$$G(T)=\begin{cases} \frac{1}{2}\tau\,(1-\phi(\tau)+p(1+s)\phi(\tau))\,(y^*(T))^2+T(\overline{Y}-y^*(T)) & \text{si } 0 \le T < \hat{T}(\tau) \\ \frac{1}{2}\tau\,(1-\phi(\tau)+p(1+s)\phi(\tau))\,\overline{Y}^2 & \text{si } \hat{T}(\tau) \le T \le \overline{Y}. \end{cases}$$

Analicemos con un poco más de detalle el comportamiento de la recaudación para los valores límite que el tipo impositivo puede tomar. Supongamos en primer lugar que $\tau = 0$. En este caso es fácil comprobar a partir de la expresión (4.2) que la recaudación sería nula, ya que todos los individuos estarían tributando segun el sistema de ED y por lo tanto no pagarían ningún tipo de impuesto. Por otro lado, si suponemos que $\tau = 1$ vemos como todos los individuos con rentas inferiores al valor del impuesto de suma fija se acogerían al sistema de ED mientras que los demás tributarían según el sistema de ED estarían entregando toda su renta en concepto de impuestos.

La siguiente proposición nos describe el comportamiento de $G(\tau, T)$ respecto al impuesto de suma fija:

Proposición 4.2. Dado un valor de $\tau \in (0, 1)$,
(a) la función G(T) alcanza un único máximo $T^*(\tau)$ *en el intervalo* $(0, \hat{T}(\tau))$,
(b) la función G(T) es constante en el intervalo $[\hat{T}(\tau), \overline{Y}]$.

Con el objetivo de ilustrar la anterior proposición tomamos los siguientes valores de los parámetros: $p = 0.1$, $s = 3$, $\gamma = 2$ y $\overline{Y} = 100$.[13] Para estos valores se obtiene que $\tau^* = 0.10566$, donde τ^* viene definido

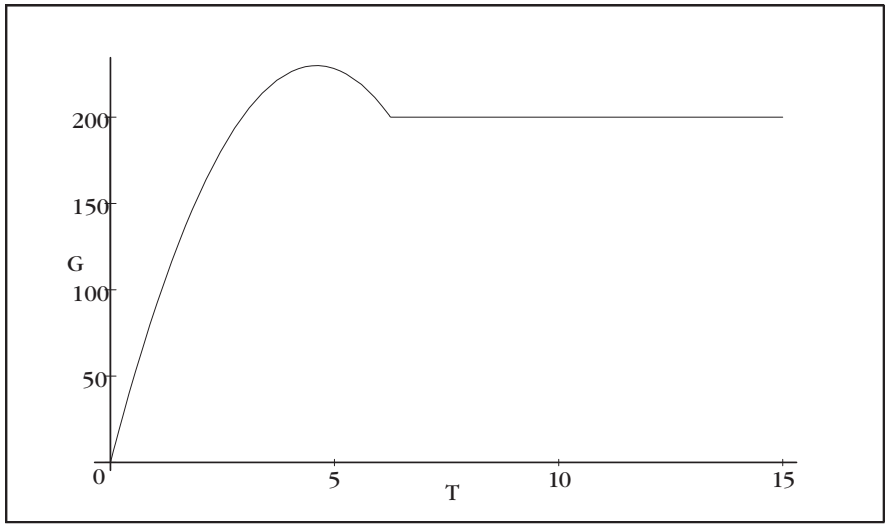
[13] Obsérvese que en este caso se cumple que $s < \frac{1-p}{p}$.

en (2.4). Con el fin de poder evaluar el valor de $\hat{T}(\tau)$ en los dos casos considerados en (4.2) tomemos un valor arbitrario de τ, tal que $\tau < \tau^*$ y otro valor arbitrario τ, tal que $\tau > \tau^*$. En concreto sean estos valores 0.1 y 0.2 respectivamente. Así pues obtenemos que los respectivos valores de $\hat{T}(\tau)$ son $\hat{T}(0.1) = 6.25$ y $\hat{T}(0.2) = 16.65$. Las Figuras 1 y 2 muestran la recaudación del gobierno para estos valores, donde el valor de T que maximiza la recaudación es $T^* = 4.5956$ cuando $\tau = 0.1$ y $T^* = 14.613$ cuando $\tau = 0.2$.

Analicemos más detalladamente cuales son los efectos que una variación del valor del impuesto de suma fija desencadena sobre la recaudación del gobierno. Básicamente, un aumento del valor de T da lugar a la aparición de dos efectos de signo contrario. El primero de ellos consiste en que, conforme el impuesto de suma fija se hace mayor, los individuos van abandonando este sistema para pasarse al de ED, lo que supone un efecto negativo sobre la recaudación del gobierno. Por otro lado, como hay más individuos tributando según el sistema de ED,

GRAFICO 1

LA FUNCIÓN G(T) CUANDO LOS INDIVIDUOS QUE SE ACOGEN A LA EO SE COMPORTAN COMO EVASORES TOTALES (p=0.1, s=3, γ=2, $\bar{Y}$=100 y τ=0.1)

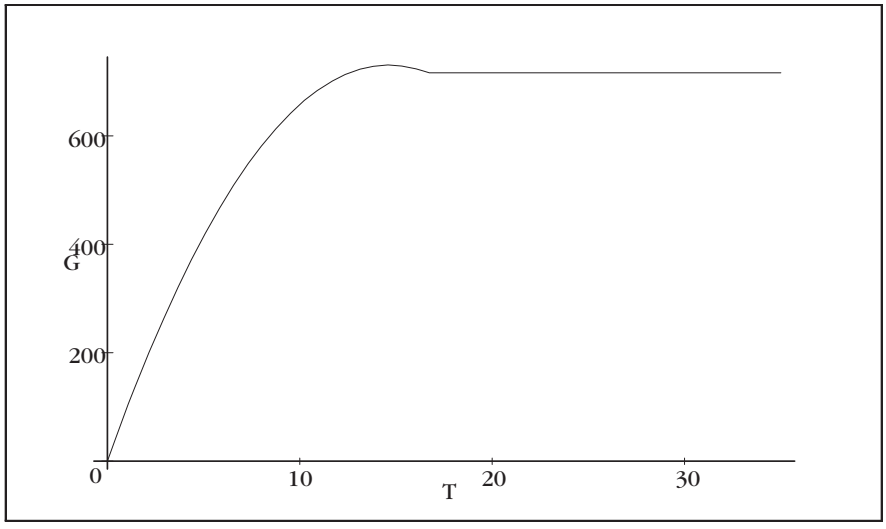


el gobierno obtiene un aumento de sus ingresos vía este sistema de tributación. El apartado (a) de la Proposición 4.2 nos dice en primer lugar que el efecto positivo compensa al negativo para $T \in [0, T^*(\tau))$, tanto en

el caso de evasión total como parcial. En cambio, para $T \in (T^*(\tau), \hat{T}(\tau))$ es el efecto negativo el que compensa al positivo. En consecuencia, vemos que la recaudación del gobierno alcanza su valor máximo en

GRAFICO 2

LA FUNCIÓN $G(T)$ CUANDO LOS INDIVIDUOS QUE SE ACOGEN A LA EO SE COMPORTAN COMO EVASORES PARCIALES (p=0.1, s=3, γ=2, $\bar{Y}$=100 y τ=0.2)



$T^*(\tau) \in [0, \hat{T}(\tau))$. Observemos que este resultado nos está diciendo que para valores del impuesto de suma fija pequeños, el gobierno puede incrementar sus ingresos totales aumentando el impuesto de suma fija. Ello es posible porque la parte de recaudación que pierde a causa de los contribuyentes que dejan de pagar el impuesto de suma fija queda más que compensada por el aumento de la recaudación que genera el hecho de que existen más contribuyentes tributando por el sistema de ED y que los que siguen tributando por el sistema de MO, ahora pagan más impuestos dado que el valor del impuesto de suma fija ha aumentando. Por otra parte, si el valor del impuesto de suma fija es alto, entonces un aumento de dicho valor va a generar un pérdida de ingresos al gobierno, dado que ahora los contribuyentes que ya no desean tributar mediante el sistema de MO, están dejando de ingresar una cantidad importante de impuestos (recordemos que el impuesto de suma fija es alto). En este caso este descenso de la recaudación no puede ser compensado por el incremento en la misma que

produce un mayor número de contribuyentes tributando según el sistema de ED. Esto significa que si el objetivo del gobierno es maximizar su recaudación, no debe implementar un impuesto de suma fija demasiado alto, ya que en este caso la recaudación descendería como consecuencia del paso de individuos del sistema de MO al sistema de ED. Fijémonos por último que el apartado (b) nos dice que fijar un valor de T superior al valor del impuesto de suma fija que deja indiferente al individuo más rico entre un sistema u otro no se traduce en una mayor recaudación. La intuición de este resultado es sencilla ya que dado que el valor de T es demasiado elevado para todos los contribuyentes, todos ellos querrán tributar por el sistema de ED y en consecuencia valores mayores de T no supondrán modificación alguna de la recaudación del gobierno.

5. ESTATICA COMPARATIVA RESPECTO AL TIPO IMPOSITIVO

Para poder estudiar cual es el comportamiento de la recaudación del gobierno en función del tipo impositivo, dado un valor de T, también necesitamos saber como los individuos modifican su elección entre el sistema de ED y el sistema de MO. Los individuos que optan por el sistema de ED pueden evadir toda su renta o solamente una parte de ella en función de cuales sean los valores del tipo impositivo, tal y como nos indica la expresión (2.2). Concretamente el valor del tipo impositivo que nos separa la evasión total de la parcial es τ^* y está definido en (2.4).

Obviamente, cuando $\tau = 0$ todos los individuos querrán tributar según el sistema de ED, pero a medida que el tipo impositivo vaya aumentando los individuos irán considerando el abandonar el sistema de ED para pasarse al de MO. En concreto el individuo más rico será el primero en tener incentivos para realizar este cambio de sistema.

El siguiente lema define el tipo impositivo, τ, que deja indiferente al individuo más rico entre los dos sistemas:

Lema 5.1. *El valor del tipo impositivo que deja indiferente al individuo más rico entre el sistema de ED y el de MO viene dado por la siguiente expresión:*

$$\hat{\tau}(T) = \begin{cases} \dfrac{1 - \left[\frac{1}{\tilde{p}}\left(1 - \frac{T}{\bar{Y}}\right)^{1-\gamma} - \frac{(1-p)}{p}\right]^{\frac{1}{1-\gamma}}}{1+s} \in [0,\tau^*] & \text{si } 0 \leq T < \tilde{T} \\ 1 - \left[\frac{1}{D} - \frac{T}{D\bar{Y}}\right] \in [\tau^*, 1] & \text{si } \tilde{T} \leq T \leq \bar{Y}, \end{cases} \quad (5.1)$$

donde $\tilde{T} = \bar{Y}\left[1 - ((1-p) + pA^{1-\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}}\right]$.

Observemos que cuando el valor de $T < \tilde{T}$, el individuo más rico está indiferente entre los dos sistemas fiscales para tipos impositivos bajos que inducen a la evasión total en caso de tributar según el sistema de ED. Por contra valores altos de T, en concreto aquellos que cumplan $T \geq \tilde{T}$, eliminan los incentivos de los individuos a optar por el sistema de MO cuando los tipos impositivos son bajos ($\tau \leq \tau^*$), por lo que un evasor total siempre va a escoger tributar según el sistema de ED.

Así pues, para valores de $\tau \leq \hat{\tau}(T)$, nadie optará por el sistema de MO, mientras que cuando $\tau > \hat{\tau}(T)$ los individuos escogerán tributar según un sistema u otro dependiendo de su renta y del valor concreto que tome el tipo impositivo. En particular, el valor de la renta que deja indiferente entre los dos sistemas fiscales para un $\tau > \hat{\tau}(T)$ es igual a $y^*(\tau,T)$ definido en (4.4). Observemos que $\frac{\partial y^*(\tau,T)}{\partial \tau} < 0$, lo que indica que a medida que el tipo impositivo crece, la renta que deja indiferente entre los dos sistemas de tributación disminuye. En otras palabras, a medida que aumenta τ, más individuos prefieren tributar según el sistema de MO.

Por lo tanto, para $0 \leq \tau \leq \hat{\tau}(T)$ dado que todos los individuos preferirán acogerse al sistema de ED, la recaudación estará formada por los impuestos pagados voluntariamente y por las multas pagadas por aquellos que han sido inspeccionados. En cambio cuando $\hat{\tau}(T) < \tau \leq 1$, ya no sigue siendo cierto que la mejor opción para todos los individuos sea la de optar por el sistema de ED, ya que un aumento del tipo impositivo genera incentivos para que más individuos decidan declarar mediante el sistema de MO. En este caso la recaudación será igual a los impuestos y las multas pagadas por los individuos que han optado por el sistema de ED más los impuestos de suma fija pagados por los individuos que escojan el sistema de MO.

El siguiente lema nos muestra la expresión de la función $G(\tau)$, tomando como dado el valor de T, y sintetiza nuestra discusión previa:

Lema 5.2. *La recaudación total del gobierno, para un valor dado de* $T \in [0, \overline{Y}]$ *está definida por la siguiente función por partes:*

$$G(\tau)=\begin{cases}\frac{1}{2}\tau\,(1-\phi(\tau)+p(1+s)\phi(\tau))\,\overline{Y}^2 & \text{si } 0 \le \tau < \hat{\tau}\,(T)\\ \frac{1}{2}\tau\,(1-\phi(\tau)+p(1+s)\phi(\tau))\;(y^*(\tau))^2+T(\overline{Y}-y^*(\tau)) & \text{si } \hat{\tau}\,(T) < \tau \le 1.\end{cases}$$

Examinemos el comportamiento de la recaudación para los valores límite que puede tomar el impuesto de suma fija. De manera intuitiva cuando el valor del impuesto de suma fija es igual a cero, todos los individuos prefieren tributar según modalidad de MO, por lo tanto la recaudación del gobierno va a ser nula. En cambio si se fijara un impuesto de suma fija igual al valor de la renta mayor de la economía ($T = \overline{Y}$), veríamos como todos los individuos se acogerían al sistema de ED, dado que el valor del impuesto de suma fija sería demasiado alto incluso para el individuo más rico. En este caso la recaudación solamente estaría integrada por los impuestos que voluntariamente pagarán los contribuyentes más las sanciones impuestas a aquéllos que han sido inspeccionados.

Una vez hallada de manera explícita cual es la recaudación del gobierno, estamos en disposición de poder analizar su comportamiento respecto al impuesto proporcional. La siguiente proposición precisamente nos describe dicho comportamiento.

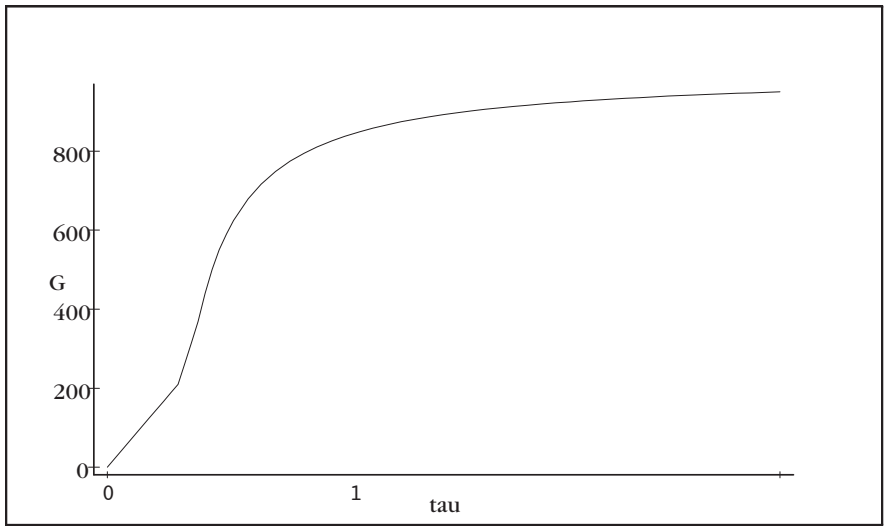
Proposición 5.3. *Dado un valor de* $T \in (0, \overline{Y})$*, la función* $G(\tau)$ *es creciente en el intervalo* [0, 1].

Con el objetivo de ilustrar la anterior proposición evaluamos el valor de $\tilde{T}$ definido en el Lema 5.1 y el valor de τ^* definido en (2.4) para los valores $p = 0.1$, $s = 3$, $\gamma = 2$, $\overline{Y} = 100$. Obtenemos que $\tau^* = 0.10566$, y $\tilde{T} = 6.8212$. Con el fin de evaluar el valor de $\hat{\tau}$ (T) en los dos casos considerados en el Lema 5.1, tomemos un valor arbitrario de T tal que $T < \tilde{T}$ y otro valor arbitrario de T tal que $T > \tilde{T}$. En concreto estos valores son 6.3 y 10. Así pues obtenemos que el valor de $\hat{\tau}\,(T)$ es $\hat{\tau}\,(6.3) = 0.10051$ y $\hat{\tau}\,(10) = 0.13617$, respectivamente. Las Figuras 3 y 4 muestran la recaudación del gobierno para estos valores.

La Proposición 5.3 nos dice que a medida que el tipo impositivo va tomando valores mayores la recaudación del gobierno también va aumentando. Analicemos más concretamente la intuición que se esconde detrás de este resultado. Observemos que cuando el módulo

GRAFICO 3

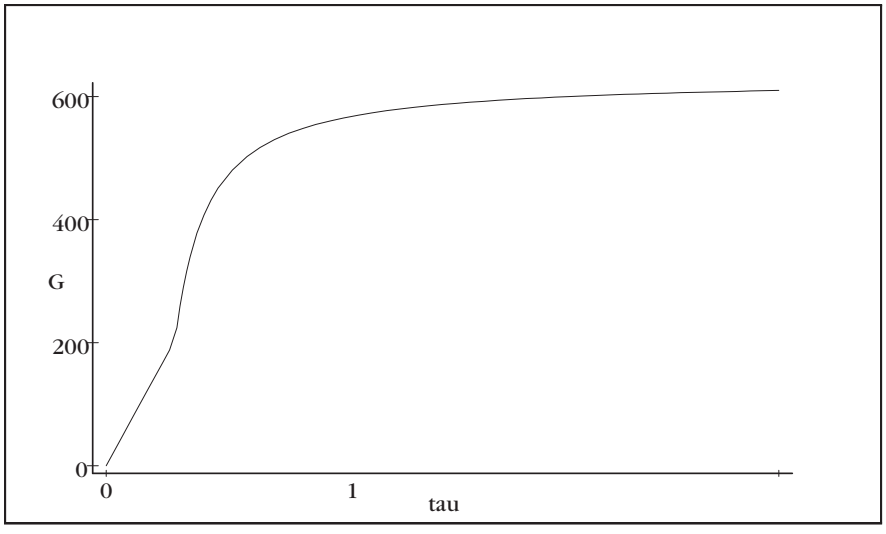
LA FUNCIÓN $G(\tau)$ CUANDO LOS VALORES p=0.1, s=3, γ=2, $\bar{Y}$=100 y T =10



a pagar es grande ($T > \tilde{T}$), los individuos no empiezan a declarar según el sistema de MO hasta que el tipo impositivo no alcanza valores mayores que τ^*. En este caso, el resultado enunciado por la proposición 5.3 se obtiene como consecuencia de la combinación de tres diferentes

GRAFICO 4

LA FUNCIÓN $G(\tau)$ CUANDO LOS VALORES p=0.1, s=3, γ=2, $\bar{Y}$=100 y T =6.3.



efectos. En primer lugar un aumento del tipo impositivo desincentiva la evasión fiscal, por lo tanto la renta que declaran los contribuyentes que se acogen al sistema de ED, aumenta. Por otra parte para un nivel dado de renta declarada los individuos ahora pagan una mayor proporción de su renta en concepto de impuestos ya que el tipo impositivo ha aumentado. Este efecto sobre la evasión fiscal y sobre la cantidad de impuestos pagados se traduce en un aumento de la recaudación del gobierno. En segundo lugar un aumento del tipo impositivo cuando $\tau \in (\hat{\tau}(T), 1]$, comporta que individuos que declaraban según el sistema de ED ahora prefieran declarar según el sistema de MO, lo que conlleva un descenso en los ingresos procedentes de las declaraciones efectuadas según el sistema de ED. Finalmente, los ingresos procedentes del sistema de MO aumentan a medida que los individuos prefieren acogerse a este sistema y no al de ED, dando lugar a un incremento de la recaudación. Los dos efectos positivos acaban compensando al efecto negativo y en consecuencia se obtiene una relación creciente entre tipo impositivo y recaudación.

Ahora bien puede darse la situación que el valor de T no sea demasiado alto ($T \leq \tilde{T}$). En este caso los contribuyentes empiezan a abandonar el sistema de ED para valores bajos del tipo impositivo ($\tau \leq \tau^*$). En este contexto también de desencadenan los tres efectos anteriormente mencionados. En concreto, vemos que los contribuyentes inspeccionados pagan una sanción más elevada lo que contribuye a aumentar los ingresos del gobierno. Por otro lado, constatamos la existencia del efecto negativo sobre la recaudación provocado por el abandono del sistema de ED de algunos individuos que prefieren tributar según el sistema de MO. Finalmente el pago del impuesto de suma fija por parte de los contribuyentes que se acogen al sistema e MO, proporciona al gobierno más ingresos. Observemos que este caso no es exactamente igual que cuando el valor del impuesto de suma fija es alto ($T > \tilde{T}$). En primer lugar, recordemos que el valor de T es bajo, lo que debilita el efecto positivo sobre la recaudación vía los ingresos del sistema de MO. En segundo lugar, un aumento del tipo impositivo, tal que el valor final de τ siga siendo menor que τ^*, no implica cambio alguno en el comportamiento evasor de los individuos, éstos van a seguir evadiendo la totalidad de su renta. Por lo tanto la recaudación vía la modificación del comportamiento evasor sólo va a aumentar como consecuencia del pago de mayores multas por parte de los contribuyentes inspeccionados. Aun así, los efectos positivos siguen compensando al negativo tal

y como nos indica el resultado explicitado en la Proposición 5.3.

Observemos que en este contexto el gobierno, dado un valor del impuesto de suma fija, maximizará su recaudación fijando un impuesto proporcional igual a uno, el cual será pagado solamente por los individuos que tributen según el sistema de ED. Este resultado es en gran medida contradictorio con el que se obtiene en un contexto de equilibrio general. En dicho contexto un aumento del tipo impositivo genera además de los efectos mencionados anteriormente, una disminución de la renta endógena de los individuos ya que se penaliza su acumulación de capital físico y humano. En este caso los contribuyentes pagan una proporción mayor de su renta como impuestos pero su base impositiva es menor. Por lo tanto, se suele obtener que la relación entre la recaudación y el tipo impositivo tiene la forma de una curva de Laffer (U invertida). En este artículo hemos considerado un contexto donde la renta es exógena, y por lo tanto hemos eliminado los efectos de equilibrio general que un aumento del tipo impositivo puede desencadenar.

6. IMPLICACIONES DE LOS RESULTADOS PARA EL DISEÑO DE SISTEMAS IMPOSITIVOS

En la sección anterior hemos demostrado como los resultados obtenidos acerca del comportamiento de la recaudación varían en función de cual sea el instrumento fiscal a utilizar por el gobierno. Por un lado, un aumento del tipo impositivo empuja a los individuos a abandonar el sistema de ED para pasarse al sistema de MO. Esta huida de contribuyentes genera un descenso de los ingresos vía este sistema de tributación. Sin embargo, simultáneamente aumenta la cantidad de personas que pagan el impuesto de suma fija del sistema de MO, lo que se traduce en un aumento de la recaudación. Asimismo, dado que se ha considerado una estructura de multas que penaliza según sea la cantidad de impuestos evadidos, un aumento del tipo impositivo desincentiva la evasión fiscal y por lo tanto, genera mayores ingresos para el gobierno. Así pues, los efectos positivos sobre la recaudación compensan a los negativos, obteniendo una relación siempre creciente entre el tipo impositivo y la recaudación del gobierno. Por otra parte, una variación del valor del impuesto de suma fija implica algunos de los efectos anteriormente mencionados: a medida que aumenta su valor los individuos abandonan el sistema de MO para pasarse al sistema de ED.

Observemos pues que un cambio del valor del impuesto de suma fija no produce modificación alguna en el comportamiento evasor de los contribuyentes. En este caso hemos hallado que la recaudación del gobierno toma la típica forma de la curva de Laffer, alcanzando un único máximo interior.

Así pues, en el escenario planteado, hemos visto que los dos instrumentos fiscales a disposición del gobierno, no son equivalentes en lo que respecta al comportamiento de la recaudación del gobierno, ya que mientras que un aumento del tipo impositivo genera siempre una mayor recaudación, no podemos decir lo mismo de un aumento del impuesto de suma fija. Concretamente, tal y como hemos demostrado, fijar un valor incorrecto del impuesto de suma fija puede impedir alcanzar el valor máximo de la recaudación.

Obviamente,este tipo de política impositiva que combina un impuesto de suma fija y un impuesto proporcional, tiene algunas ventajas y desventajas que conviene señalar. Por una parte, es evidente tal y como ya hemos mencionado a lo largo del artículo, que variaciones del valor del impuesto de suma fija no tienen ninguna repercusión en el nivel de evasión asociado a este instrumento ya que por su naturaleza un impuesto que no depende de la renta es inmune a la aparición de cualquier tipo de comportamiento fraudulento. En consecuencia, parece claro que este tipo de política impositiva que permite a los contribuyentes escoger entre pagar un impuesto de suma fija o pagar un impuesto proporcional a la renta declarada, reduce el nivel de evasión respecto al nivel existente en un sistema donde el único instrumento fiscal fuera un impuesto proporcional. Aun así, fijémonos que cuando el valor del impuesto de suma fija aumenta se crean incentivos para algunos individuos a pasarse al sistema de ED ya que el valor del módulo es demasiado alto para ellos. En este caso, independientemente del comportamiento de la recaudación, podremos afirmar que habrá más individuos evasores. Por lo tanto, esto nos permite decir que valores mayores del impuesto de suma fija indirectamente están incentivando un mayor grado de evasión. La conclusión que se deriva al respecto es como poco sorprendente, ya que un aumento del valor del impuesto de suma fija puede ser perfectamente compatible con un aumento de la recaudación (siempre que el nivel de T se halle por debajo del valor T^* que maximiza la recaudación) y con un aumento del número de contribuyentes que no declaran la totalidad de su renta.

Observemos que la anterior discusión no aplica cuando es el valor

del tipo impositivo el que aumenta, ya que cuando esto ocurre el nivel de evasión disminuye. La intuición de este comportamiento debe buscarse en los efectos que tienen lugar cuando varía el valor del tipo impositivo. En primer lugar, cuando aumenta el tipo impositivo, la sanción que debe pagar un contribuyente que haya sido inspeccionado aumenta también y, por lo tanto, no existe ningún incentivo a sustituir honestidad por evasión. Así pues, solamente sobrevive un puro efecto renta cuyo signo es positivo bajo el supuesto de aversión absoluta al riesgo decreciente, ya que cuando la riqueza de un individuo disminuye como consecuencia de un aumento en el tipo impositivo, el nivel de aversión al riesgo aumenta lo que conlleva a que el contribuyente evada menos para reducir el riesgo al que se enfrenta. A estos efectos que acabamos de mencionar debe añadirse un último efecto de menor magnitud que también tiende a reducir la evasión de manera indirecta. Efectivamente, cuando se produce un aumento del tipo proporcional, el número de contribuyentes que prefiere tributar según el sistema de MO también es mayor, lo que implica que hay más individuos que ya no pueden comportarse fraudulentamente porqué el sistema de MO no se lo permite.

En las últimas décadas parece ser que la mayoría de países desarrollados han tendido a simplificar sus sistemas impositivos con el objetivo de evitar los costes derivados de la gestión de sus impuestos. Es obvio que introducir un impuesto que no depende de la renta y que, por lo tanto, impide la aparición de comportamientos fraudulentos por parte de los contribuyentes, facilita enormemente tanto su implementación como su gestión posterior ya que elimina los costes asociados a las inspecciones.[14] Sin duda esta es una característica a tomar en cuenta ya que los costes derivados de las tareas administrativas que genera la gestión de cualquier impuesto restan eficacia a su capacidad recaudatoria.

Por otra parte, cabe destacar el carácter absolutamente regresivo de este tipo de políticas impositivas que utilizan simultáneamente impuestos de suma fija e impuestos de tipo proporcional. La definición más comúnmente utilizada para valorar si un impuesto es o no progresivo, es aquella que nos dice que el tipo medio es creciente respecto a la renta. Un impuesto de suma fija grava a todos los contribuyentes de igual manera sin tener en cuenta cual es su renta, por lo que evidentemente no puede ser considerado como un impuesto progresivo. Por lo

[14] Observemos que en el análisis efectuado en este artículo se ha supuesto que todos los contribuyentes eran inspeccionados. Obviamente, bajo ese supuesto no sería cierto el hecho de que la introducción de un impuesto de suma fija elimina los costes asociados a las inspecciones efectuadas.

tanto, esto nos lleva a afirmar que esta política en su conjunto, considerando tanto a aquellos individuos que tributan por el sistema de MO como a los que lo hacen según la modalidad de ED, es regresiva. Ello naturalmente implica tener que renunciar a intentar alcanzar objetivos tales como, por ejemplo, la mejora de la desigualdad en la distribución de la renta. Aun así, fijémonos que valores mayores del impuesto de suma fija contribuyen a que el sistema en general sea menos regresivo. Supongamos por ejemplo que el valor el impuesto de suma fija es nulo. En este caso todos los individuos escogerán tributar segun el sistema de MO ya que comporta no pagar impuestos. Ahora bien, cuando el valor del impuesto de suma fija aumenta, genera incentivos para que algunos de los contribuyentes anteriores quieran cambiar su sistema de tributación. En el momento en que estos individuos dejan de tributar mediante el sistema de MO y pasan a hacerlo según el sistema de ED, esta política impositiva en su conjunto se hace menos regresiva dado que ahora existen algunos individuos que están pagando sus impuestos en función de la renta que declaran.

Finalmente, un contexto más general a tener en cuenta sería aquel donde el gobierno pudiese fijar simultáneamente el valor de ambos instrumentos sin restricciones. En este caso es fácil demostrar que la política impositiva que maximiza la recaudación es aquella que obliga a todos los individuos a entregar la totalidad de su renta como pago de sus impuestos. La razón de este resultado descansa en el hecho de que por un lado la recaudación es creciente respecto al tipo impositivo para cualquier valor del impuesto de suma fija. Por lo tanto, la máxima recaudación se obtendrá cuando el tipo impositivo tome un valor igual a uno. Por otra parte, se puede ver a partir de la Proposición 4.2, que el valor T^* del impuesto de suma fija que maximiza la recaudación tiende a ser igual a la renta máxima de la economía, cuando el tipo impositivo tiende a uno. Observemos pues que esta política implica sustraer el total de renta que poseen los individuos, ya que dado que el impuesto de suma fija es igual a la renta máxima de la economía y que el tipo impositivo es igual a la unidad, todos los contribuyentes escogerán declarar segun el sistema de ED y se comportarán honestamente entregando toda su renta en concepto de impuestos. Dado el carácter expropiador de este tipo de política parecen evidentes los problemas que su implementación conlleva, sobre todo si se tiene en cuenta el hecho de que España se halla inmersa en el proceso de armonización fiscal de la Unión Europea que conlleva restricciones a nivel

global respecto a los valores que puede tomar el tipo impositivo. Observemos por contra que estas restricciones de tipo global desaparecen cuando hablamos del impuesto de suma fija, dado que su valor se fija independientemente de la renta del contribuyente (el valor del módulo se fija en función de parámetros asociados a los diferentes tipos de relaciones profesionales y empresariales que son susceptibles de escoger entre el sistema de MO o el sistema de ED). En consecuencia, parece lógico pensar que la política adecuada en este contexto consistiría en fijar el valor del impuesto de suma fija que maximizara la recaudación dado un valor del tipo impositivo. Fijémonos que esta política supeditaría el valor del impuesto de suma fija al valor concreto que tomara el tipo impositivo, modificando así el criterio vigente para decidir el valor del impuesto de suma fija. En resumen, siempre y cuando el objetivo perseguido por el gobierno sea la maximización de la recaudación, deberá adecuar el valor del impuesto de suma fija en función del tipo impositivo fijado de manera más general en un contexto internacional.

7. EXTENSIONES

Por último, mencionaremos algunas posibles extensiones de este trabajo. En primer lugar se podría introducir en el análisis una función impositiva progresiva más acorde con la naturaleza del IRPF. En este caso, estaríamos añadiendo más instrumentos fiscales y aumentando por lo tanto los grados de libertad del gobierno en el momento de decidir el valor de estos parámetros fiscales. El resultado que uno podría esperar es que un nivel mayor de progresividad creará incentivos para pasarse al sistema de MO más rápidamente que bajo una imposición proporcional. En efecto, aumentar la cantidad declarada puede suponer un incremento del tipo medio a pagar, por lo que el individuo acaba pagando más no sólo de manera absoluta sino también de forma proporcional.

En segundo lugar, se podría relajar el supuesto que hemos efectuado sobre el coste de inspección nulo, e introducir en el análisis por un lado un coste que fuera constante por unidad de renta inspeccionada y por otro lado suponer que gobierno sólo inspeccionaría a aquellos contribuyentes que hubieran tributado según el sistema de ED. Observemosque en este contexto un aumento del tipo impositivo gene-

raría adicionalmente una disminución del coste total de inspección como consecuencia del paso de algunos contribuyentes al sistema de tributación de MO. Este efecto positivo sobre la recaudación no haría más que potenciar la relación creciente, que hemos hallado, entre el tipo impositivo y la recaudación.

También podríamos considerar distintas funciones de distribución de la renta tales como la lognormal o la Pareto que ajustan mejor a las distribuciones de renta observadas empíricamente. Sin embargo, estas distribuciones no nos permitirían obtener resultados explícitos y tendríamos que recurrir a las simulaciones para poder tener alguna intuición del comportamiento de la recaudación del gobierno.

Por otra parte observemos que en el modelo planteado todos los individuos tienen la misma función de utilidad y éstos sólo difieren en su renta. Podría resultar interesante considerar preferencias heterogéneas, lo que implicaría que no necesariamente los individuos más ricos fuesen los primeros en abandonar el sistema de ED y pasarse al de MO, ya que entre otras cosas esta decisión dependería ahora también de los distintos índices de aversión al riesgo de los individuos.

Finalmente, simplemente quisiera hacer hincapié en el hecho de que en un contexto dinámico, con acumulación de capital (físico o humano) un impuesto proporcional sobre la renta desincentiva dicha acumulación. Esta evidente distorsión desaconseja la utilización de la imposición proporcional por razones de eficiencia económica. Observemos que el contexto planteado en este artículo es estático y de intercambio puro, por lo que los dos instrumentos de política fiscal analizados son equivalentes desde el punto de vista de la eficiencia económica.

A. APÉNDICE[15]

Demostración del Lema 2.1. La condición de primer orden para obtener una solución interior del problema de maximización (2.1) es

$$(1 - p)\ \tau\ (y\ -\ \tau y + \tau e)^{-\gamma} - p\tau s\ (y - \tau y\ -\ \tau s e)^{-\gamma} = 0. \qquad \text{(A.1)}$$

[15] La demostraciones completas de la Proposición 4.2, del Lema 5.1 y de la Proposición 5.3, se han incluido en un apéndice complementario que se halla a disposición del lector en caso de ser requeridas a la autora.

Por lo tanto, la evasión óptima será

$$e(\tau,y) = \left[\frac{(A-1)(1-\tau)}{\tau(1+As)} \right] y.$$

Para saber que condiciones se requieren para obtener una solución estrictamente interior, evaluamos la ecuación (A.1) en $e = 0$ y $e = y$. Dado que la función de utilidad isoelástica es estrictamente cóncava, se debe cumplir que

$$(1-p)\ \tau\ (y)^{-\gamma} - p\tau s\ (y - \tau y - \tau y)^{-\gamma} < 0$$

y

$$(1-p)\ \tau\ (y - \tau y)^{-\gamma} - p\tau s\ (y - \tau y)^{-\gamma} > 0.$$

Operando en ambas expresiones se obtienen las condiciones que figuran en el enunciado del lema. ■

Demostración del Lema 4.1. Para $0 \leq T < \hat{T}(\tau)$, la recaudación del gobierno viene dada tanto por los ingresos obtenidos vía la tributación por MO, como por los ingresos procedentes de los impuestos y las multas pagadas por los individuos inspeccionados que, acogiéndose al sistema de ED, se comportan como evasores totales o evasores parciales dependiendo de cual sea el valor de τ. Así pues, obtenemos que la recaudación del gobierno es

$$G_1(T) = \int_0^{y^*(\tau,T)} [\tau(1-\phi(\tau)) + p(1+s)\ \tau\phi(\tau)]\ y dy + \int_{y^*(\tau,T)}^{\bar{Y}} T dy. \qquad (A.2)$$

Para $\hat{T}(\tau) \leq T < \bar{Y}$, la recaudación está compuesta íntegramente por los ingresos procedentes de la tributación de ED, dado que nadie prefiere optar por el sistema de MO. Formalmente tenemos que la recaudación del gobierno es

$$G_2(T) = \int_0^{\bar{Y}} [\tau(1-\phi(\tau)) + p(1+s)\ \tau\phi(\tau)]\ y dy. \qquad (A.3)$$

Calculando las integrales $G_i(T)$ donde $i = 1, 2$ obtenemos la expresión que aparece en el enunciado del Lema. ■

Demostración de la Proposición 4.2. (a) Para el intervalo $(0, \hat{T}(\tau))$,

la recaudación viene representada por la función $G_1(T)$, definida en (A.2). Dado que queremos hallar el máximo de la función $G_1(T)$, calculamos su derivada y la igualamos a cero.

$$\frac{dG_1(T)}{dT} = 0 \tag{A.4}$$

Resolviendo la ecuación (A.4) con respecto a T se obtiene que el valor del impuesto de suma fija asociado al valor máximo de la recaudación es igual a

$$T^*(\tau) = \frac{\bar{Y}\,E(\tau)}{2 - \left(\frac{\tau[1-\phi(\tau)+p(1+s)\phi(\tau)]}{E(\tau)}\right)}. \tag{A.5}$$

La recaudación $G_1(T)$ alcanza un único máximo interior, $T^*(\tau) \in (0, \hat{T}(\tau))$, si $N(\tau) = 1 - \frac{\tau[1-\phi(\tau)+p(1+s)\phi(\tau)]}{E(\tau)} > 0$, donde

$$\mathrm{E}(\tau) = \begin{cases} 1 - ((1-p) + p(1-\tau-\tau s)^{1-\gamma})^{\frac{1}{1-\gamma}} & \text{si } 0 \leq \tau \leq \tau^* \\ 1 - (1-\tau)\,D & \text{si } \tau^* < \tau \leq 1. \end{cases}$$

Es fácil ver a partir de (A.5) que si $N(\tau) > 0$, entonces $T^*(\tau) < \hat{T}(\tau)$.

Por último, es directo comprobar que la condición de segundo orden que garantiza que $T^*(\tau)$ sea un máximo se satisface si se cumple que $N(\tau) > 0$.

Ahora nos falta demostrar que efectivamente la condición $N(\tau) > 0$ se satisface para todo $\tau \in (0, 1)$. La demostración de este paso se basa en distinguir dos posibles casos, en función del valor que tome τ. Cuando $\tau \in (0, \tau^*]$ el contribuyente que escoge tributar según el sistema de ED evadirá la totalidad de su renta mientras que en cambio si $\tau \in (\tau^*, 1)$ este mismo contribuyente solamente evadirá una parte de su renda. Por lo tanto es necesario demostrar que $N(\tau) > 0$ tanto para $\tau \in (0, \tau^*]$ como para $\tau \in (\tau^*, 1)$.

El hilo conductor que permite demostrar que efectivamente $N(\tau) > 0$ para cualquier $\tau \in (0, 1)$ se basa en hallar el valor de $N(\tau)$ en cada uno de los dos casos anteriormente mencionados y operar con las

expresiones obtenidas hasta ver que la desigualdad $N(\tau) > 0$ se satisface.

(b) Partiendo del Lema 4.1 obtenemos que la recaudación del gobierno cuando $\hat{T}(\tau) < T \leq \bar{Y}$ no depende de T, por lo que $\frac{dG_2(T)}{dT} = 0$, donde la función $G_2(T)$ está definida en (A.3). ■

Demostración del Lema 5.1. Dividiremos la demostración en dos partes.

(**1**) Obtención de la expresión de $\hat{\tau}(T)$.

El individuo más rico será indiferente entre los sistema de ED y MO cuando la utilidad proporcionada por estos sistemas de tributación sea la misma, o sea cuando

$$V(\tau, \bar{Y}) = \frac{(\bar{Y} - T)^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \tag{A.6}$$

donde V es la función indirecta de utilidad definida en (2.5). Por lo tanto el valor del tipo impositivo que deja indiferente al individuo más rico entre los dos sistemas es aquel que satisface la igualdad (A.6). Usando las expresiones (2.2) y (2.3), obtenemos la expresión de $\hat{\tau}(T)$ explicitada en el enunciado del lema tanto para el caso en que el evasor es total como cuando es parcial.

(**2**) Demostración de que $0 \leq \hat{\tau}(\bar{Y}) < \tau^*$ .cuando $0 \leq T < \tilde{T}$, y de que $\tau^* \leq \hat{\tau}(\bar{Y}) \leq 1$ cuando $\tilde{T} \leq T \leq \bar{Y}$.

En primer lugar, para poder comprobar que el tipo impositivo $\hat{\tau}(\bar{Y}) \in [0, \tau^*)$ simplemente debemos ver que las desigualdades

$$\left[\frac{1}{p}\left(1 - \frac{T}{\bar{Y}}\right)^{1-\gamma} - \frac{(1-p)}{p}\right]^{\frac{1}{1-\gamma}} \leq 1,$$

y

$$A\left[\frac{1}{p}\left(1 - \frac{T}{\bar{Y}}\right)^{1-\gamma} - \frac{(1-p)}{p}\right]^{\frac{1}{1-\gamma}} > 1,$$

se satisfacen para todo $\gamma > 0$.

En segundo lugar, para demostrar que el tipo impositivo $\hat{\tau}(\bar{Y}) \in [\tau^*, 1]$, es necesario primero demostrar que $D > 1$. Es fácil ver que la expresión D tiene un mínimo global en $s = \frac{1-p}{p}$ y que este valor mínimo es igual a 1. Así pues, dado que $\tilde{T} \leq T \leq \bar{Y}$ y $D > 1$, podemos asegurar que la desigualdad

$$0 \leq \left[\frac{1}{D} - \frac{T}{D\bar{Y}} \right] < 1$$

se cumple, lo que nos permite afirmar que $\hat{\tau}(\bar{Y}) \leq 1$. Finalmente, sustituyendo $\tilde{T}$ en la anterior desigualdad se comprueba que efectivamente $\hat{\tau}(\bar{Y}) \geq \bar{Y}$. ■

Demostración del Lema 5.2. Para $0 \leq \tau \leq \hat{\tau}(\bar{Y})$, la recaudación del gobierno viene dada solamente por los ingresos procedentes del sistema de ED, ya que todos los individuos prefieren tributar según este sistema. Por lo tanto, tenemos que la recaudación del gobierno es

$$G_1(T) = \int_0^{\bar{Y}} [\tau(1-\phi(\tau)) + p(1+s)\,\tau\phi(\tau)]\, y dy. \qquad \text{(A.7)}$$

Para $\hat{\tau}(T) < \tau \leq 1$ la recaudación es igual a los ingresos procedentes del sistema de ED más los del sistema de MO. Formalmente esto se traduce en que la recaudación es

$$G_2(T) = \int_0^{y^*(\tau,T)} [\tau(1-\phi(\tau)) + p(1+s)\,\tau\phi(\tau)]\, y dy + \int_{y^*(\tau,T)}^{\bar{Y}} T dy. \qquad \text{(A.8)}$$

Calculando las integrales $G_i(\tau)$ donde $i = 1, 2$ obtenemos la expresión que aparece en el enunciado del Lema.

Demostración de la Proposición 5.3. Esta demostración debe dividirse en dos pasos ya que la función $G(\tau)$ que aparece en el Lema 5.2 está definida en función del valor que toma $\hat{\tau}(T)$ y éste a su vez depende de los valores del impuesto de suma fija T.

Paso 1. Demostrar que $G(\tau)$ es creciente cuando $\tilde{T} < T \leq \bar{Y}$.

(a) Cuando $\tilde{T} < T \leq \bar{Y}$, el Lema 5.1 nos dice que $\hat{\tau}(T) \in (\tau^*, 1]$, por lo tanto debemos ver que

$$\frac{dG_1(\tau)}{d\tau} > 0 \quad \text{cuando} \quad \tau \in [0,\tau^*] \,,$$

$$\frac{dG_1(\tau)}{d\tau} > 0 \quad \text{cuando} \quad \tau \in (\tau^*,\hat{\tau}\,(T)] \,,$$

y

$$\frac{dG_2(\tau)}{d\tau} > 0 \quad \text{cuando} \quad \tau \in (\hat{\tau}\,(T),\, 1],$$

donde las funciones $G_1(\tau)$ y $G_2(\tau)$ están definidas en (A.7) y (A.8) respectivamente.

Obteniendo los valores de $G_1(\tau)$ para cada caso en concreto y de $G_2(\tau)$, es relativamente sencillo demostrar que las anteriores derivadas son positivas y que por lo tanto $G(\tau)$ es creciente cuando $\tilde{T} < T \leq \bar{Y} < 0$.

Paso 2. Demostrar que $G(\tau)$ es creciente cuando $0 \leq T \leq \tilde{T}$.

Cuando $0 \leq T \leq \tilde{T}$, el Lema 5.1 nos dice que $\hat{\tau}\,(T) \in (0,\tau^*]$. Por lo tanto, debemos demostrar que

$$\frac{dG_1(\tau)}{d\tau} > 0 \quad \text{cuando} \quad \tau \in [0,\hat{\tau}\,(T)] \,,$$

$$\frac{dG_2(\tau)}{d\tau} > 0 \quad \text{cuando} \quad \tau \in (\hat{\tau}\,(T),\tau^*] \,,$$

y

$$\frac{dG_2(\tau)}{d\tau} > 0 \quad \text{cuando} \quad \tau \in (\tau^*,1].$$

Calculando las funciones $G_1(\tau)$ y $G_2(\tau)$ para cada uno de los casos, es posible demostrar que efectivamente $\frac{dG_1(\tau)}{d\tau} > 0$ y $\frac{dG_2(\tau)}{d\tau} > 0$. ■

REFERENCIAS

[1] Allingham, M. G. y A. Sandmo, (1972). "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis." *Journal of Public Economics* 1, 323-38.

[2] Bordignon, M., (1993). "A Fairness Approach to Income Tax Evasion." *Journal of Public Economics* 52(3), 345-62.

[3] Beck, P., J. Davis y W. Jung, (1991). "Experimental Evidence on Taxpayer Reporting under Uncertainty." *Accounting Review* 66 (3), 535-58.

[4] Becker, W., H. Buchner y S. Sleeking, (1987). "The Impact of Public Transfer Expenditures on Tax Evasion: An Experimental Approach." *Journal of Public Economics* 34(2), 243-52.

[5] Cooley, T. (ed.), (1995). *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton: Princeton University Press.

[6] Cowell, F., (1985). "Tax Evasion with Labour Income." *Journal of Public Economics* 26, 19-34.

[7] Chu, C. Y., (1990). "Plea Bargaining with the IRS." *Journal of Public Economics* 41, 319-333.

[8] Friedland, N., S. Maital y A. Rutenberg, (1978). "A Simulation Study of Income Tax Evasion." *Journal of Public Economics* 10(1), 107-16.

[9] Rubio, G., (1991). "Formación de Precios en el Mercado Bursátil: Teoría y Evidencia Empírica." *Cuadernos Económicos de ICE* 49 (3), 157-186.

[10] Sánchez, I. y J. Sobel, (1993). "Hierarchical Design and Enforcement of Income." *Journal of Public Economics* 50(3), 345-69.

[11] Sánchez, I. y A. de Juan, (1994) "Análisis Experimental del Cumplimiento Fiscal." *Papeles de trabajo del Instituto de Estudios Fiscales*, número 2.

[12] Williams, D., (1996). "Trends in Anti-Avoidance. Repent What's Past; Avoid What is to Come." *International Bureau of Fiscal Documentation, November/December* 1996, 502-507.

[13] Yitzhaki, S., (1974). "A Note on Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis." *Journal of Public Economics* 3, 201-202.

Abstract

This paper presents a tax system where individuals may choose between two alternatives concerning their tax payments: (1) to pay a proportional tax on the amount of declared income, but being exposed to a potential inspection (direct estimation system), or (2) to pay a lump sum tax so that the individual is not facing any additional tax liability (poll-tax system). In this context the government has at its disposal two different fiscal policy instruments which are associated with each of the previous systems: the tax rate and the lump sum tax. In this paper I analyze the impact of changes in each of these two instruments on the tax revenue raised by the government, and I discuss the implications of my analysis for the design of tax policies.

Un análisis de las decisiones de formación de hogar, tenencia y demanda de servicios de viviendas de los jóvenes españoles*

M.ª Consuelo Colom Andrés
Rosario Martínez Verdu
M.ª Cruz Molés Machí
Departament d'Economia Aplicada. Universitat de València

1. INTRODUCCIÓN

La vivienda es un bien generador de una corriente de consumo importante, puesto que buena parte de la renta disponible de las familias se destina a gastos relacionados con este bien, ya sea como pago de una hipoteca o de un alquiler, gastos de mantenimiento, reparación o mejora. Asimismo, la vivienda es un bien de inversión que constituye para la mayoría de los hogares que la disfrutan en propiedad el activo más importante de sus carteras. Ambas consideraciones de la vivienda como bien de consumo y de inversión convierten al sector de la construcción residencial en uno de los motores de la economía de un país, no sólo por sus efectos directos sino también indirectos sobre el resto de sectores de la economía, y por ello tiene

* Agradecemos las sugerencias de dos evaluadores anónimos que han ayudado a mejorar el trabajo.

un considerable interés analizar las decisiones individuales de vivienda.

En la literatura de la Economía de la Vivienda, un gran número de trabajos han puesto de manifiesto la necesidad de analizar la decisión de demanda de vivienda conjuntamente con la elección del régimen de tenencia. Algunos de los más relevantes son los de Lee y Trost (1978), Rosen (1979) o Goodman (1988) que analizan estas elecciones para los hogares de Estados Unidos, y el de King (1980) o el de Ermisch, Findlay y Gibb (1996) para el Reino Unido.

En España, Jaén y Molina (1994) han analizado estas dos decisiones sobre la vivienda para los hogares de la Comunidad de Andalucía utilizando datos de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) 1980/81; Colom y Molés (1998) consideran además la elección entre un ámbito urbano y otro rural, utilizando los datos de la EPF 1990/91. En otro estudio, Duce (1995) efectúa un análisis de la elección del régimen de tenencia con datos de la Encuesta Continua de Presupuestos Familiares (ECPF) para los años 1989, 1990 y 1991. Las alternativas que considera son: la propiedad de protección oficial, la propiedad de renta libre, el alquiler de renta congelada y el de mercado; y tiene en cuenta la existencia de restricciones de accesibilidad para alguna de ellas.

Otra cuestión de especial interés, que han abordado algunos estudios sobre el mercado de la vivienda, es la decisión de formación de hogar. Esta decisión es esencial en el caso de los jóvenes, pues el comienzo de su vida como adultos viene en buena parte marcado por la creación de un nuevo hogar, y numerosos estudios la analizan conjuntamente con otras. En esta línea está el trabajo de Haurin, Hendershott y Kim (1993), que estudia los factores determinantes en la formación de hogar de los jóvenes estadounidenses a la vez que la elección de vivir solo o en pareja frente a compartir vivienda con otros adultos. También cabría nombrar el trabajo de Åsberg (1999) que analiza la formación de hogar simultáneamente con la elección del régimen de tenencia, el de Börsch-Supan (1986) que junto con estas dos decisiones considera la elección del tamaño de la vivienda; o el estudio de Haurin, Hendershott y Kim (1994) que analiza las decisiones de formación de hogar, elección del régimen de tenencia y demanda de servicios de vivienda de los propietarios. Para el mercado español, Martínez-Granado y Ruíz-Castillo (1998), con datos de la EPF 1990/91, estudian la formación de hogar de los jóvenes, junto

con las decisiones de trabajar y de estudiar.

Sin embargo, en España, no hay ningún trabajo que analice a la vez la formación de hogar y las decisiones de elección del régimen de tenencia y demanda de servicios de vivienda. Estas tres cuestiones están interrelacionadas, ya que los jóvenes que toman por primera vez la decisión de comprar o alquilar una vivienda y cuanto gastar en ella, en su mayoría deciden a la vez formar un hogar.

Nuestro objetivo es analizar los determinantes económicos y socio-demográficos de la demanda de servicios de vivienda de los jóvenes españoles, corrigiendo por los posibles sesgos de selección muestral derivados de la decisión de formación de hogar y de la elección del régimen de tenencia. Con este propósito, estimamos un modelo econométrico, basado en la teoría del consumidor, que permite explicar las tres decisiones expuestas como resultado de un proceso de elección de aquella alternativa de consumo de servicios de vivienda que reporta al joven el máximo nivel de utilidad. Este modelo es semejante al utilizado por Haurin et al (1994), pero incorporando una ecuación adicional para analizar la demanda de servicios de vivienda de los hogares inquilinos.

En el trabajo se analizan, con datos de la EPF 1990/91 referidos a jóvenes cuya edad está comprendida entre 18 y 35 años, conjuntamente las tres decisiones: formación de hogar, elección del régimen de tenencia y demanda de servicios de vivienda. Con ello se amplían los objetivos de Jaén y Molina (1994) y Colom y Molés (1998) que no contemplan la formación de hogar y los de Martínez-Granado y Ruíz-Castillo (1998) que sí lo hacen, pero sin tener en cuenta las otras dos decisiones de nuestro estudio.

La estructura del trabajo es la siguiente: en el apartado 2 se presenta el modelo que va a ser contrastado empíricamente; el apartado 3 describe los datos y las variables del análisis; en el apartado 4 se comentan los resultados obtenidos en la estimación del modelo y en el apartado 5 se recogen las principales conclusiones.

2. MODELO Y ESPECIFICACIÓN ECONOMÉTRICA

2.1. Modelo de Comportamiento

A continuación se presenta un modelo, basado en la teoría del

consumidor, para explicar el comportamiento de los jóvenes ante las tres decisiones que se plantean en este trabajo. En el modelo se asume que el bien vivienda proporciona un flujo de servicios de vivienda (H) del que, junto con el consumo de otros bienes (X), el individuo deriva utilidad.

Sin embargo, hay que tener en cuenta que el consumidor no es indiferente respecto a la forma en que realiza el consumo de servicios de vivienda. Los servicios de vivienda obtenidos a partir de la compra o del alquiler de una vivienda se pueden considerar como bienes diferentes, ya que sus características pueden no ser las mismas. Además, para los jóvenes que no forman un hogar la cantidad de servicios de vivienda en casa de sus padres está fijada a un precio no observable, por lo que su problema de maximización de la utilidad será diferente al de las otras situaciones.

Para elegir de forma óptima el consumo de servicios de vivienda y de otros bienes, en primer lugar, el joven maximiza la utilidad bajo cada una de las alternativas consideradas (no formar un hogar independiente de sus padres, formar un hogar en régimen de propiedad y formar un hogar en régimen de alquiler) sujeta a la restricción presupuestaria $Y = X+F\left[T\cdot p_P\cdot H_P+(1-T)\cdot p_A\cdot H_A\right]+(1-F)\cdot p_{NF}\cdot H_{NF}$, donde Y es la renta del individuo; F y T indican las decisiones de formar hogar y ser propietario respectivamente; p_P , p_A y p_{NF} son los precios de los servicios de vivienda para propietarios, inquilinos y la opción de no formar hogar (el precio de los otros bienes se toma como numerario) y H_P, H_A y H_{NF} son las correspondientes demandas de servicios de vivienda.

En segundo lugar, el joven compara los niveles máximos asociados a cada alternativa y elige aquella que le reporta la mayor utilidad; estos niveles de utilidad máximos se pueden representar mediante la función de utilidad indirecta para cada alternativa. Así, el individuo joven *i*, tendrá un nivel de utilidad máximo $V_{NFi} = V_{NF}(Y, p_{NF}, d_i, \gamma)$ asociado con no formar un hogar, y un nivel máximo $V_{Pi} = V_P(Y, p_P, d_i, \gamma)$ ó $V_{Ai} = V_A(Y, p_A, d_i, \gamma)$ si forma un hogar en propiedad o alquiler, respectivamente. Las funciones $V_{NF}(\cdot)$, $V_P(\cdot)$ y $V_A(\cdot)$ son las correspondientes funciones de utilidad indirecta, d_i son características observables y representa las características no observables de las alternativas (gusto por la privacidad, predilección por un determinado tipo de tenencia, etc.).

Denotando por V^*_i al mayor de los niveles de utilidad máximos

asociados a las alternativas de formar un hogar en propiedad o en alquiler, es decir, $V^*_i = \max\{V_{Pi}, V_{Ai}\}$, la elección del individuo se puede formular del siguiente modo: el individuo elegirá la alternativa de no formar un hogar cuando se verifique que $V_{NFi} \geq V^*_i$; elegirá formar un hogar y ser propietario de la vivienda si $V_{NFi} < V^*_i$ y además $V_{Pi} \geq V_{Ai}$; en otro caso elegirá formar un hogar en régimen de alquiler.

A partir de las anteriores funciones de utilidad indirecta y aplicando la identidad de Roy, se obtienen las correspondientes demandas de servicios de vivienda, H_{Pi} y H_{Ai}, condicionadas a que la elección óptima sea la propiedad o el alquiler, respectivamente. Para la opción de no formar hogar, no se considerará ninguna demanda puesto que el precio del bien servicios de vivienda en este caso es no observable. Además, como las características del hogar paterno están fijas, la demanda asociada puede interpretarse como racionada. La demanda de estos jóvenes se encontraría en una particular solución de esquina.

2.2. Especificación econométrica

El modelo econométrico propuesto para contrastar empíricamente el comportamiento de los jóvenes está formado por cuatro ecuaciones. Las dos primeras representan las dos decisiones discretas de formación de un hogar independiente del de sus padres y de la elección del régimen de tenencia de la vivienda (propiedad o alquiler), mientras que las otras dos ecuaciones, una para los hogares propietarios y otra para los hogares inquilinos, modelizan la demanda de servicios de vivienda.

En primer lugar, se determina la tendencia de un joven a formar un hogar, que viene dada por la condición $V^*_i - V_{NFi} \geq 0$. Esta tendencia no es observable, pero su realización dicotómica, y_{1i}, sí que lo es, tomando el valor 1 si el joven *i* ha formado un hogar y el valor 0 en caso contrario. Para los jóvenes que han optado por independizarse, se considera la elección de la propiedad frente al alquiler, que viene dada por las condiciones $V_{Pi} - V_{Ai} \geq 0$ y $V^*_i - V_{NFi} \geq 0$. Igualmente se define su concreción dicotómica como la variable y_{2i}, que toma el valor 1 si se ha elegido la propiedad y el valor 0 si se opta por el alquiler. Admitiendo una forma funcional lineal para las diferencias

entre las utilidades indirectas, se obtienen las siguientes ecuaciones:

$$y_{1i} = \begin{cases} 1 & si \quad V_i^* - V_{NFi} = z'_{1i}\alpha_1 + \varepsilon_{1i} \geq 0 \\ 0 & si \quad V_i^* - V_{NFi} = z'_{1i}\alpha_1 + \varepsilon_{1i} < 0 \end{cases} \qquad (1)$$

$$y_{2i} = \begin{cases} 1 & si \quad V_{pi} - V_{Ai} = z'_{2i}\alpha_2 + \varepsilon_{2i} \geq 0 \quad \text{y } y_{1i} = 1 \\ 0 & si \quad V_{pi} - V_{Ai} = z'_{2i}\alpha_2 + \varepsilon_{2i} < 0 \quad \text{y } y_{1i} = 1 \\ \text{no observable si } y_{1i} = 0 \end{cases} \qquad (2)$$

siendo, α_1 y α_2 los vectores de parámetros desconocidos, z_1 y z_2 los vectores de variables explicativas, y ε_1 y ε_2 las perturbaciones aleatorias. Hay que tener en cuenta que ε_1 y ε_2 pueden estar correlacionadas debido a que recogen los factores no observables que intervienen en las dos decisiones.

En segundo lugar, hay que determinar la demanda de servicios de vivienda para cada uno de los dos regímenes de tenencia considerados. Si se adopta una especificación logarítmica, las ecuaciones de demanda vienen dadas como:

$$\ln H_{Pi} = x'_{1i}\beta_1 + u_{1i} \qquad (3)$$

$$\ln H_{Ai} = x'_{2i}\beta_2 + u_{2i} \qquad (4)$$

donde β_1 y β_2 son los vectores de parámetros desconocidos; x_1 y x_2 los vectores de variables explicativas y u_1 y u_2 las perturbaciones aleatorias. Conviene aclarar que el consumidor demandará solamente una de las dos cantidades (H_{Pi} o H_{Ai}), originando, de esta manera, un problema de censura.

Así, el modelo conjunto de elección de formación de hogar, tenencia y demanda de servicios de vivienda está compuesto por las ecuaciones (1) a (4). Para analizar simultáneamente estas decisiones se admitirá que las perturbaciones aleatorias ε_1, ε_2, u_1 y u_2 siguen una distribución Normal Multivariante con vector de medias nulo y con una matriz de varianzas-covarianzas que considera correlación entre dichas perturbaciones aleatorias.

2.3. Método de estimación

Debido a la selección muestral intrínseca al modelo, su estimación debe realizarse mediante un procedimiento en dos etapas. En la primera, dado que se supone correlación entre los términos de error ε_1 y ε_2 de las ecuaciones de formación de hogar y de elección del régimen tenencia, éstas se estimarán conjuntamente mediante un modelo probit bivariante censurado por máxima-verosimilitud con información completa. El censuramiento es debido a que, para la segunda ecuación, la decisión de tenencia sólo la realizan los jóvenes que se han independizado.

Las ecuaciones (1) y (2) del modelo, también se pueden estimar por separado mediante modelos probits univariantes independientes. Sin embargo la estimación conjunta ofrece una mayor eficiencia, puesto que tiene en cuenta la posible correlación existente entre las perturbaciones ε_1 y ε_2, y, de esta manera, se corrigen los potenciales sesgos de selección muestral en que se podría incurrir si se estima por separado la ecuación de elección de tenencia (Boyes, Hoffman, Low (1989)). De todas formas, las estimaciones univariantes se han utilizado como valores iniciales de la estimación máximo-verosímil conjunta.

En la segunda etapa, se estima cada una de las dos ecuaciones de demanda, (3) y (4), por mínimos cuadrados ordinarios incorporando dos variables de selección muestral, calculadas a partir de la estimación del modelo probit bivariante censurado de la etapa anterior. Estas variables, $\lambda^{\text{Formación}}$ y $\lambda^{\text{Tenencia}}$, permiten corregir los posibles sesgos de selección muestral que podrían existir, dado que la muestra está limitada a jóvenes que han formado un hogar y que han optado por un determinado régimen de tenencia de su vivienda. Se trata pues de una extensión del método de estimación de Heckman de un modelo de regresión con selección muestral (Heckman (1979)), pero considerando un doble criterio de selección, de ahí la existencia de dos factores de corrección. Estas variables de selección muestral se calculan de forma similar a la razón inversa de Mill.

3. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS

3.1. Datos

La muestra de datos utilizada para el análisis ha sido extraída de

la EPF 1990/91. En esta encuesta se dispone de información sobre las características personales, demográficas y económicas de los miembros que constituyen un hogar, para un total de 21.155 hogares españoles.

Como la finalidad del estudio es el análisis de la elección de formación de hogar, el régimen de tenencia y la demanda de servicios de vivienda para los jóvenes españoles, se han seleccionado de la EPF los individuos cuya edad está comprendida entre 18 y 35 años, pero excluyendo a aquellos que son estudiantes puesto que su comportamiento ante la decisión de formación de hogar será, previsiblemente, diferente del resto de jóvenes. La muestra resultante está formada por 11.789 individuos, de los cuales hay un total de 7.876 que siguen viviendo en casa de sus padres, mientras que el resto, 3.913, se han independizado y han formado su propio hogar (2.851 en régimen de propiedad y 1.062 en régimen de alquiler). Para los jóvenes que se han independizado se ha considerado como unidad muestral el hogar formado (bien sea unipersonal o no)[1].

3.2. Variables

En esta sección se presentan las variables que intervienen en cada una de las ecuaciones del modelo. En el cuadro A.1 del apéndice se encuentra una descripción completa de todas las variables y en el cuadro A.2 los estadísticos descriptivos de las mismas.

3.2.1. Formación de hogar

La variable dependiente de esta ecuación se denota como FORMACIÓN. Entre las características del individuo[2] que se consideran como variables explicativas se incluye la edad, introducida en forma lineal, el sexo y el nivel de estudios para el que se han definido cua-

[1] La unidad muestral utilizada en el estudio se corresponde con el concepto de "núcleo" formulado por Börsch-Supan (1986). Un núcleo está formado por una pareja (con o sin hijos menores) o por un adulto solo. Los hijos mayores de 18 años constituyen su propio núcleo aunque continúen residiendo con sus padres.

[2] Esta elección depende de las características del joven que toma la decisión, que en el caso de que sea una pareja con los dos miembros jóvenes, se tomarán las características de aquél que figure como sustentador principal; y si en la pareja sólo hay un miembro joven, se tomarán las de éste (sea o no el sustentador principal).

tro niveles. También se tiene en cuenta características del entorno como el tamaño del municipio de residencia, medido a través de variables ficticias.

Otro factor importante a considerar es la estabilidad laboral del individuo. Sin embargo, la EPF no proporciona información detallada acerca del contrato laboral de los jóvenes ocupados, por ello se ha optado por considerar si un individuo trabaja o no a tiempo completo, TRABTC, que es la única información disponible en esta encuesta[3].

Para medir la capacidad económica que puede tener el individuo para afrontar los gastos ocasionados al independizarse se utilizará su nivel de renta. Esta renta se ha desglosado en dos componentes, los ingresos salariales y los no salariales, para separar los efectos, presumiblemente diferentes, de ambos tipos de ingresos. La renta salarial, al ser el producto del salario por hora y la cantidad de trabajo ofertada, es una variable endógena en la ecuación de formación de hogar. Además, los ingresos salariales observados no son una buena medida de la capacidad económica de un individuo para vivir independientemente en el caso de los jóvenes que no trabajan (puesto que se observa un salario cero) ni para los que trabajan a tiempo parcial[4]. Por estos motivos, siguiendo estudios anteriores como los de Haurin et al. (1993), Bourassa et al. (1994), Haurin et al. (1994) y Åsberg (1999), entre otros, se ha considerado la renta salarial potencial que se obtendría en un trabajo a tiempo completo[5].

Además, para comprobar si, para aquellos jóvenes que trabajan a tiempo completo, el salario observado tiene alguna influencia adicional en la decisión de formación de hogar respecto de su salario potencial, se ha introducido como variable explicativa la diferencia entre estos dos salarios, DIFERSAL. Esta diferencia de salarios de los individuos que trabajan a tiempo completo se puede considerar como una interacción entre la variable TRABTC y la variable que mediría la

---

[3] Podría pensarse que esta variable es endógena en la decisión de formar hogar, y para comprobarlo se ha seguido el procedimiento propuesto por Rivers y Vuong (1988) para contrastar la exogeneidad de variables explicativas en modelos probit, obteniéndose que dicha variable TRABTC puede ser tratada como exógena.

[4] Se ha contrastado la exogeneidad de la renta salarial y los resultados obtenidos confirman su endogeneidad.

[5] La renta salarial potencial se ha estimado para todos los jóvenes de la muestra a partir de una regresión, corrigiendo los sesgos de selección muestral, del salario observado de los jóvenes que trabajan a tiempo completo en función de una serie de características del individuo (sexo, nivel de estudios, edad) y de su entorno (tamaño del municipio de residencia, PIB per cápita de la región de residencia).

diferencia de salarios para todos los jóvenes de la muestra.

En esta decisión, el coste del bien vivienda también puede ser relevante. Si el individuo decide irse a vivir solo (o en pareja) tendrá que costear él mismo el alquiler o la compra de la vivienda que pasará a ocupar. Para recoger este factor económico ajeno al individuo, en el modelo se incluirá el precio de compra por metro cuadrado de las viviendas para el año 1991, publicado por el MOPTMA (1996). Este precio varía según la localización geográfica (por provincias[6] y por capitales o municipios de más de 100.000 habitantes) y a partir de él se ha calculado un índice dividiéndolo por la media nacional.

3.2.2. Régimen de tenencia

En la ecuación de tenencia la variable dependiente se denomina TENENCIA. Entre las variables explicativas se incluirá el sexo, la edad, considerada en forma cuadrática, el nivel de estudios del sustentador principal del hogar, y el tamaño del municipio de residencia. Además, se considerará una variable para identificar la composición del hogar (si está formado o no por una pareja), otra que recoge el número de miembros que lo constituyen, otras que indican los años de existencia del hogar y una última que señala si el hogar ha realizado recientemente algún cambio de municipio de residencia[7].

Como factores económicos, se incluye la renta disponible del hogar (en forma logarítmica), la proporción de renta derivada de transferencias públicas o privadas, es decir, de fuentes inestables de ingresos, los precios tanto de compra como de alquiler de las viviendas, y la dedicación laboral a tiempo completo.

Existen varios motivos que justifican la utilización de la renta disponible como aproximación para la renta permanente en la ecuación de elección del régimen de tenencia. Si consideramos imperfecciones en los mercados financieros, es decir, que existen restricciones de liquidez, la medida de renta relevante sería la renta corriente, puesto que las instituciones financieras conceden préstamos para la adquisi-

[6] Esta información provincial ha sido solicitada directamente al Ministerio de Fomento, ya que la publicación comentada sólo presenta desagregación por Comunidades Autónomas.

[7] Ante la sospecha de endogeneidad de esta variable en la elección del régimen de tenencia, se ha realizado el test de exogeneidad y la conclusión obtenida es aceptar que esta variable es exógena.

ción de vivienda no en función de la renta que se espera ganar en el futuro (renta potencial) sino de la renta corriente. Asimismo, cuando se disponen de datos transversales, la renta corriente resulta más adecuada como aproximación a la renta permanente que la renta estimada a partir de una regresión auxiliar, ya que en la ecuación de ingresos el término de error y las variables explicativas pueden estar correlacionados.

Para el precio de compra se ha utilizado el precio por metro cuadrado que proporciona el MOPTMA, en logaritmos. Para el precio de alquiler, puesto que no existe ninguna información publicada sobre el mismo, se ha obtenido una aproximación utilizando los datos de alquileres que proporciona la EPF. A partir de los contratos de arrendamiento posteriores a 1985 se ha calculado el alquiler por metro cuadrado medio por Comunidad Autónoma, siendo este valor medio, en logaritmos, el que se imputa a cada hogar.

Asimismo, hay que tener en cuenta que el precio asociado a la compra de una vivienda está referido a una magnitud stock, mientras que el precio del alquiler es una magnitud flujo, lo que implica que el precio de compra deberá transformarse en una magnitud flujo. Con este fin se ha multiplicado este precio por 0'09, que es el tipo de descuento, en términos reales, correspondiente al periodo muestral[8].

3.2.3. Demanda de servicios de vivienda

La variable dependiente, DEMANDA, recoge la cantidad demandada de servicios de vivienda, y está definida como el gasto total anual realizado por el hogar en su vivienda dividido por el precio de compra o alquiler según sea su régimen de tenencia. El gasto total anual realizado por el hogar se obtiene (utilizando información proporcionada por la EPF) como la suma de los gastos en agua, luz, gas o cualquier otra fuente energética, reparaciones, mantenimiento gene-

[8] En el sistema fiscal español se favorece la adquisición de la vivienda propia frente a su alquiler. Esto puede implicar una reducción del precio de los servicios de vivienda de los propietarios, condicionando quizás la elección del régimen de tenencia. Algunos estudios (ver Jaén y Molina (1994)) tienen en cuenta este hecho modificando el precio de compra por la desgravación fiscal en adquisición de vivienda correspondiente a cada hogar. Sin embargo, la alta correlación existente entre este ajuste fiscal y la renta disponible del hogar (puesto que, a mayores ingresos mayor es la desgravación que el hogar puede realizar) ocasiona problemas en la estimación de la demanda de servicios de vivienda en propiedad. Por ello, se ha considerado preferible no realizar esta corrección.

ral de la vivienda, tasas e impuestos municipales, contribución urbana, gastos comunitarios y el alquiler anual imputado de su vivienda para los propietarios y para los inquilinos el alquiler anual pagado.

Los factores económicos considerados son la renta disponible del hogar, el porcentaje de la renta debida a ingresos irregulares, y el precio de los servicios de vivienda, en propiedad o en alquiler, según la ecuación de demanda analizada. La renta disponible y el precio, se han considerado en logaritmos, lo que implica que los coeficientes asociados a estas variables en la ecuación de demanda serán las correspondientes elasticidades.

Las otras variables explicativas, que pueden recoger diferencias en gustos, son el sexo, la edad (introducida en forma cuadrática), el nivel de estudios del sustentador principal, el tamaño del municipio de residencia, el número de miembros del hogar y si en el hogar convive o no una pareja.

4. RESULTADOS DE LA ESTIMACION DEL MODELO

Los resultados de la estimación de la primera etapa del modelo, correspondiente a las ecuaciones (1) y (2) asociadas a la elección de formación de hogar y del régimen de tenencia, obtenidos mediante un probit bivariante censurado, se encuentran en el Cuadro 1.

4.1. Elección de la Formación de Hogar

En primer lugar, debe destacarse que para las variables económicas incluidas en la ecuación de formación de hogar, los coeficientes estimados son estadísticamente significativos y con el signo esperado. La variable SALARPOT posee una alta significatividad, mostrando que ante las expectativas de un salario elevado, el joven tenderá a formar hogar.

Por su parte, los ingresos no salariales también muestran un efecto positivo sobre esta decisión pero influyen de manera menos acusada. Esto puede ser debido a que se trata de una muestra de jóvenes y su principal fuente de ingresos es la derivada del capital humano, además de no haber acumulado la suficiente riqueza para

generar una corriente de ingresos.

Para la variable DIFERSAL se ha obtenido un coeficiente negativo y muy significativo. Esto sugiere, por un lado, que para los jóvenes que trabajan a tiempo completo, el salario realmente observado también es determinante en esta decisión de formar hogar; y por otro lado, que si perciben un salario inferior al que podrían estar recibiendo en función de sus propias características, retrasarán su independencia familiar hasta que estos dos salarios se aproximen. Asimismo, el empleo a tiempo completo, TRABTC, es un factor muy determinante que propicia la tendencia a formar hogar.

Otro resultado esperado es el efecto negativo asociado al índice del coste de la vivienda, COSTEVIV, que indica que en los mercados o localidades con un precio de la vivienda más elevado, menor es la probabilidad de formar un hogar.

Respecto a las variables que recogen las características del individuo, hay que destacar el comportamiento lineal creciente de la variable EDAD. Esto apunta a que, al alcanzar cierta edad, todos los individuos jóvenes tienden a independizarse, bien sea por propia elección o bien porque sus circunstancias familiares les llevan a ello (por ejemplo, por fallecimiento de sus ascendientes). También se observa un signo negativo para el coeficiente estimado de la variable SEXO que sugiere que las mujeres presentan mayor disposición a formar un hogar.

Los resultados obtenidos para el nivel de estudios indican una influencia negativa, y creciente en términos absolutos[9]. No obstante, los coeficientes asociados pueden estar también recogiendo efectos no ligados directamente con la influencia de la educación. Por un lado, algunos jóvenes quizás no han alcanzado una formación universitaria debido a su mayor predisposición a formar hogar, y por otro lado, también es evidente que la formación de hogar está estrechamente relacionada con la actividad laboral: un joven universitario llevará menos tiempo participando en el mercado laboral que otro joven no universitario con la misma edad.

CUADRO 1
ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE FORMACION DE HOGAR Y ELECCION DE TENENCIA

Estimación	PROBIT BIVARIANTE CENSURADO				PROBIT UNIVARIANTE			
Ecuación	FORMACIÓN		TENENCIA		FORMACIÓN		TENENCIA	
Variable	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t
CONSTANTE	-44'14500	-30'447	-7'47850	-6'207	-44'13600	-28'761	-7'64700	-6'757
COSTEVIV	-0'51671	-7'349			-0'51675	-7'588		
PRECIOCOM			-0'46756	-3'517			-0'47287	-3'715
PRECIOINQ			0'12077	0'824			0'11883	0'848
INGNOSAL	0'03450	8'236			0'03449	7'765		
SALARPOT	2'79460	25'391			2'79390	24'296		
DIFERSAL	-0'61693	-17'478			-0'61940	-15'077		
RENTA			0'72512	16'099			0'73010	14'265
TRANSFER			-0'53628	-3'174			-0'53564	-3'151
TRABTC	4'05580	28'121	-0'13541	-1'617	4'05540	26'872	-0'13765	-1'575
EDAD	0'12404	21'896	0'08249	2'981	0'12403	21'367	0'09001	3'566
$EDAD^2$			-0'00091	-2'421			-0'00099	-2'808
SEXO	-0'64130	-13'013	0'12770	1'451	-0'64142	-12'816	0'12656	1'420
PRIMEGB	-0'79634	-9'771	-0'01513	-0'140	-0'79555	-9'302	-0'01563	-0'144
SECUNDAR	-1'50290	-15'297	-0'06368	-0'521	-1'50160	-14'793	-0'06591	-0'537
UNIVERSID	-2'37000	-19'239	-0'53419	-4'130	-2'36890	-18'641	-0'53788	-4'113
TMUNI2	0'06868	1'417	-0'14793	-2'098	0'06875	1'450	-0'14340	-2'048
TMUNI3	0'05029	0'882	-0'37147	-4'565	0'05067	0'880	-0'36576	-4'548
TMUNI4	-0'00292	-0'060	-0'27956	-3'933	-0'00280	-0'057	-0'27451	-3'887
TMUNI5	0'06825	0'974	-0'05144	-0'488	0'06832	0'960	-0'04578	-0'448
MIEMHOG			0'02133	0'889			0'01808	0'761
PAREJA			-0'35840	-3'753			-0'34590	-3'654
MOVER			-0'54551	-8'365			-0'54544	-8'308
EDADHOG1			-0'52291	-4'516			-0'52538	-4'449
EDADHOG2			-0'33505	-4'655			-0'33476	-4'603
EDADHOG3			-0'13116	-2'173			-0'12926	-2'162
ρ12	-0'03264							
(estadístico t)	(-0'546)							
Log.Verosim.	-5.749'193				-3.784'493		-1.964'833	
Nº observac.	11.789 (3.913 censurado)				11.789		3.913	

4.2. Elección del Régimen de Tenencia

Los factores económicos que han resultado determinantes en esta elección son las variables asociadas a los ingresos y a los precios. La renta disponible del hogar es la que mayor influencia ejerce sobre la decisión del régimen de tenencia y el signo positivo de su coeficiente estimado es el esperado e indica que la probabilidad de elegir el régimen de propiedad de la vivienda aumenta con la renta. Esto nos muestra que los hogares más proclives a adquirir una vivienda son aquellos cuyo nivel de ingresos les permita bien disponer de suficientes ahorros o bien cubrir los pagos por amortización de capital e intereses de un préstamo hipotecario. También podría reflejar el efecto de la fiscalidad (que favorece la adquisición de la vivienda frente al alquiler), ya que los hogares con un nivel de renta medio o alto pueden beneficiarse de mayores desgravaciones fiscales al aumentar éstas con la renta.

Por otro lado, el signo negativo del coeficiente asociado a la variable TRANSFER indica que cuanto mayor sea el porcentaje de los ingresos provenientes de fuentes inestables menor será la probabilidad de elegir la tenencia en propiedad.

Asimismo, la estimación de los coeficientes asociados a PRECIOCOM y PRECIOINQ muestra los signos esperados: negativo para el precio de compra y positivo para el de alquiler. El primer efecto es estadísticamente significativo e indica que allí donde más alto sea el precio de adquisición de la vivienda menos tendencia habrá a comprar.

Respecto a las características del sustentador principal que afectan de forma significativa a la propiedad, hay que señalar que la variable EDAD, introducida en forma cuadrática, muestra el efecto esperado de una parábola negativa: la probabilidad de compra va aumentando con la edad hasta alcanzar un máximo.

Por otro lado, en cuanto al nivel educativo, hay que destacar que en la elección del régimen de tenencia únicamente afecta que el sustentador principal tenga estudios universitarios. Como esta influencia es negativa, se desprende que los hogares formados por jóvenes universitarios son más proclives al alquiler. Esto puede deberse a que un

[9] Fernández (1997) apunta que el alargamiento observado de la etapa educacional y su extensión a un porcentaje creciente de la población joven podrían explicar el retraso en la formación de hogar.

elevado nivel de estudios está relacionado con unas expectativas de mayores ingresos futuros que les permita acceder a un mayor consumo de servicios de vivienda, por lo que estos hogares preferirían optar de forma transitoria por el alquiler[10]. Otra posible explicación podría derivarse del hecho de que los jóvenes universitarios llevan menos tiempo incorporados al mercado laboral, por lo que han acumulado menos ahorros y pueden verse más afectados por la posible existencia de restricciones de liquidez.

En cuanto a las características socio-demográficas del hogar que influencian la decisión del régimen de tenencia, cabe mencionar el efecto negativo y significativo de la variable PAREJA, indicando que cuando esta decisión la toman dos adultos jóvenes hay una mayor propensión hacia al alquiler. Una posible explicación de este fenómeno puede ser similar a la anteriormente comentada para los estudios universitarios. El efecto negativo y significativo de la variable MOVER muestra que una mayor tendencia a la movilidad del hogar implica una mayor probabilidad de alquilar.

De igual modo, los coeficientes estimados correspondientes a las variables que recogen el tiempo transcurrido desde que se tomó la decisión de formar el hogar, son significativos, con signo negativo y decrecientes. Estos efectos señalan que cuantos más años de existencia tiene el hogar más disminuye la probabilidad de alquilar.

Respecto a la influencia del tamaño del municipio de residencia del hogar hay que señalar que donde mayor tendencia hay a ser propietario es en los municipios pequeños. Esto parece corroborar que el alquiler es un fenómeno predominantemente urbano, aunque resulta sorprendente que el hecho de residir en una ciudad de más de 500.000 habitantes no ejerza influencia alguna sobre la decisión de tenencia.

Por último, el coeficiente de correlación lineal entre los términos de error de las ecuaciones de formación de hogar y de elección de tenencia, que recoge los factores no observables que pueden afectar simultáneamente a ambas decisiones, ha resultado ser no significativo. Esto indica que la estimación por separado de estas decisiones mediante los modelos probit univariantes conduce a resultados semejantes, como puede apreciarse en las columnas 3 y 4 del mismo cuadro.

[10] Este resultado también ha sido apuntado por Duce (1995).

4.3. Demanda de Servicios de Vivienda

En el Cuadro 2 se encuentran los resultados de la estimación de la segunda etapa, correspondiente a las ecuaciones de demanda de servicios de vivienda de los hogares propietarios y los hogares inquilinos. En dicho cuadro, en la primera y segunda columna se muestran las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios en las que se ha corregido el doble sesgo de selección muestral para propietarios e inquilinos, respectivamente.

CUADRO 2
ESTIMACIONES DE LAS ECUACIONES DE LA DEMANDA DE SERVICIOS DE VIVIENDA

Estimación	DOBLE CRITERIO DE SELECCIÓN MUESTRAL				MINIMOS CUADRADOS ORDINARIOS			
Ecuación	PROPIETARIOS		INQUILINOS		PROPIETARIOS		INQUILINOS	
Variable	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t	Coef.	Estad. t
CONSTANTE	1'92240	3'576	3'30830	2'733	2'24740	5'258	6'37190	7'164
RENTA	0'42458	14'659	0'51525	9'193	0'41429	19'910	0'32972	9'415
TRANSFER	-0'14135	-1'955	-0'01096	-0'092	-0'14096	-2'011	0'09608	0'958
PRECIOCOM	-0'56298	-14'951			-0'55477	-15'684		
PRECIOINQ			-0'88059	-9'082			-0'80712	-9'073
SEXO	0'00808	0'210	-0'02032	-0'270	0'01201	0'313	-0'04560	-0'701
EDAD	0'03808	2'927	0'06475	2'118	0'02641	2'433	-0'00902	-0'462
EDAD2	-0'00045	-2'557	-0'00080	-1'917	-0'00030	-1'971	0'00004	0'133
PRIMEGB	0'14126	3'411	0'11777	1'327	0'14248	3'438	0'10917	1'218
SECUNDAR	0'21007	4'511	0'24832	2'422	0'21419	4'605	0'27817	2'731
UNIVERSID	0'25115	4'642	0'19801	1'733	0'25891	5'047	0'38479	3'666
MIEMHOG	-0'03328	-3'711	-0'04776	-2'445	-0'02820	-3'398	-0'04953	-2'731
PAREJA	0'17219	4'446	0'03260	0'420	0'14843	4'074	0'01906	0'295
TMUNI2	0'06966	2'702	0'07956	1'305	0'06528	2'588	0'10359	1'728
TMUNI3	0'10921	3'256	0'00838	0'111	0'10452	3'329	0'11548	1'811
TMUNI4	0'11360	4'124	0'10353	1'625	0'10880	4'140	0'17776	3'108
TMUNI5	0'02897	0'777	0'25366	3'056	0'02412	0'650	0'30105	3'969
$\lambda^{FORMACION}$	0'04937	1'844	0'09074	1'108				
$\lambda^{TENENCIA}$	0'00942	0'136	0'42835	5'012				
R2 ajustado	0'24248		0'25359		0'24205		0'23063	
Log. Verosim.	-1.872'5428		-927'3717		-1.883'3877		-953'5529	
Nº observac.	2.851		1.062		2.851		1.062	

4.3.1. Propietarios

Los efectos observados más importantes en la demanda de los hogares propietarios son los relativos a las variables económicas precio y renta. Las estimaciones de estos coeficientes corresponden a las de las elasticidades precio y renta, y ambas presentan los signos esperados. Así, un aumento de la renta disponible de los hogares propietarios repercute en una mayor demanda de servicios de vivienda,

aunque con una elasticidad renta estimada inferior a la unidad. Por su parte, un aumento en el precio de los servicios de vivienda de los propietarios supone una reducción de la cantidad demandada, siendo esta respuesta inelástica.

El signo negativo y significativo de la estimación del coeficiente asociado a la variable TRANSFER es el esperado e indica que cuanto más grande sea el porcentaje de la renta disponible del hogar que proviene de fuentes inestables de ingresos menor es la demanda de servicios de vivienda.

Respecto a las características del sustentador principal, la respuesta de la cantidad demandada ante variaciones en la edad es una parábola negativa. Los coeficientes estimados asociados a los estudios son positivos y crecientes: los hogares jóvenes cuyo sustentador principal tenga estudios universitarios son los que más servicios de vivienda demandan.

El número de miembros del hogar, MIEMHOG, afecta de forma negativa a la demanda. Este resultado parece sorprendente, ya que cabría pensar que un hogar con más miembros requiere un mayor consumo de servicios de vivienda. Sin embargo, el mayor tamaño del hogar, directamente relacionado con la presencia de hijos menores, puede implicar mayores necesidades de consumo de otros bienes y, por tanto, menores ingresos disponibles para el gasto en servicios de vivienda. Esto último sugeriría la existencia de restricciones de liquidez para los hogares jóvenes de tamaño grande. La variable PAREJA muestra que cuando conviven dos miembros adultos, se demanda mayor cantidad de servicios de vivienda.

Por último, para las variables que recogen el tamaño del municipio de residencia se observa que en los municipios de tamaños intermedios (entre 50.000 y 500.000 habitantes) hay una tendencia creciente a consumir más servicios de vivienda, mientras que este comportamiento no se aprecia en las grandes ciudades.

4.3.2. Inquilinos

Al igual que para los hogares propietarios, las variables con mayor influencia en la demanda de los inquilinos son la renta y el precio, siendo su comportamiento similar al observado para los primeros. Sin embargo, las estimaciones obtenidas para las elasticidades

asociadas a la variable renta y al precio de las viviendas son, en términos absolutos, superiores a las observadas para los hogares propietarios (0'52 frente a 0'42 para la elasticidad renta y –0'88 frente a –0'56 para la elasticidad precio). Estos resultados indican que ante cambios porcentuales idénticos en la renta (o en el precio), la demanda de los hogares inquilinos muestra mayor capacidad de respuesta que la de los hogares propietarios.

Por otro lado, se aprecia que la variable TRANSFER no ejerce ninguna influencia sobre la demanda de vivienda de los inquilinos. Quizás, esto sea debido a que el consumo en servicios de vivienda en alquiler sea una decisión a corto plazo, mientras que la demanda de los propietarios puede ser una decisión del ciclo de vida.

De las variables sociodemográficas que presentan un comportamiento distinto al observado para los propietarios, cabe destacar que el hecho de residir en una gran ciudad (más de 500.000 habitantes) es el único factor determinante en el consumo de vivienda de los inquilinos. Esto puede reflejar la estrecha relación entre el régimen de tenencia en alquiler y un elevado grado de urbanización.

Las dos variables que corrigen el posible doble sesgo de selección muestral son significativas, aunque sólo una en cada ecuación de demanda, $\lambda^{\text{Formación}}$ para los propietarios y para los inquilinos $\lambda^{\text{Tenencia}}$, por lo que se considera más apropiado realizar una estimación conjunta del modelo que incluya las tres decisiones antes que estimar cada una por separado.

Las estimaciones de las ecuaciones de demanda por mínimos cuadrados ordinarios, sin corregir ninguno de los dos posibles sesgos de selección derivados de limitar la muestra a un determinado régimen de tenencia que ha formado un hogar (tercera y cuarta columna del Cuadro 2), muestran que, en este caso, las elasticidades renta y precio están subestimadas, especialmente para la demanda de los hogares inquilinos (la elasticidad renta estimada, disminuye en términos absolutos un 36'98% y la del precio un 8'3%).

5. CONCLUSIONES

En este estudio se ha puesto de manifiesto la necesidad de analizar los determinantes de la tenencia y la demanda de vivienda de los jóvenes españoles corrigiendo por los posibles sesgos de selección derivados de la decisión de formación de hogar.

Las estimaciones obtenidas indican que los factores económicos son fundamentales en todas las elecciones y además influyen de la manera esperada. En general, se puede decir que los jóvenes españoles toman las decisiones estudiadas en función principalmente de los factores económicos.

Así, este trabajo evidencia que motivos económicos como el coste de las viviendas y la capacidad económica de los jóvenes, es decir, su nivel de ingresos y su dedicación laboral, son determinantes en la formación de un nuevo hogar. Se observa que son los jóvenes con cierta solvencia económica los que optan por independizarse (en la mayoría de los casos comprando una vivienda), mientras que aquellos jóvenes con mayor precariedad laboral o con expectativas aún no realizadas de mayores ingresos futuros continúan residiendo en casa de sus padres.

Respecto a la decisión de tenencia, de este estudio se desprende que para los hogares jóvenes españoles, la tendencia a alquilar la vivienda es mayor en los primeros tramos de edad. Restricciones de liquidez, la expectativa de unos mayores ingresos futuros o una alta movilidad, pueden ser los responsables de que los más jóvenes elijan la alternativa de alquilar.

El estudio también revela que la educación, aparte de ejercer un efecto a través de la renta, tiene un efecto propio sobre los tres tipos de decisiones analizadas. Así, los jóvenes universitarios son los que más tardan en formar un hogar y cuando lo forman tienden más a optar por el alquiler, en lugar de elegir la propiedad y ajustar su consumo de servicios de vivienda a un nivel subóptimo. Cuando estos jóvenes con mayor nivel de instrucción deciden ser propietarios, son los que efectúan una mayor demanda de servicios de vivienda.

En las ecuaciones de demanda de servicios de vivienda se observa que los inquilinos muestran una mayor capacidad de respuesta para modificar su demanda ante cambios en la renta o en los precios que los propietarios. Resultados análogos fueron obtenidos por Jaén y Molina (1994) en su estudio sobre la demanda de vivienda de los hogares de Andalucía. No obstante, en nuestro estudio, la magnitud de las elasticidades estimadas es inferior a las de estos autores, y se concluye que, tanto para los propietarios como para los inquilinos, la demanda es inelástica con respecto al precio, y el valor obtenido para la elasticidad renta muestra que los servicios de vivienda constituyen un bien de primera necesidad.

Las conclusiones del estudio indican que motivos económicos (ingresos potenciales bajos, grandes diferencias entre ingresos reales y potenciales, inestabilidad laboral y coste de la vivienda elevado) dificultan a los jóvenes españoles la formación de un nuevo hogar y el acceso a algún tipo de tenencia de una vivienda. Para facilitar que los jóvenes puedan formar un hogar se pueden proponer medidas que apoyen el acceso a la vivienda para aquellos jóvenes con alguna de las dificultades económicas anteriormente mencionadas, como la provisión de viviendas de alquiler públicas (viviendas sociales) o incentivar a los propietarios privados para que saquen al mercado de alquiler sus viviendas vacías. También se pueden articular otras medidas para favorecer la formación de hogar como subvenciones directas a los jóvenes con escasos recursos, o subvenciones indirectas a través de mayores desgravaciones en el impuesto de la renta para este grupo de población.

Incluso medidas no diseñadas específicamente para la vivienda pueden tener efectos favorables en la creación de nuevos hogares. En este sentido, el descenso de los tipos de interés, propiciado por la política monetaria de los últimos años, ha facilitado el acceso a la vivienda en propiedad a jóvenes con ingresos bajos.

Por último, queremos destacar que limitaciones en la disponibilidad de datos nos han impedido incluir algunos factores relevantes en la decisión de formación de hogar. Sin embargo, la utilización de los datos del Panel de Hogares para España, donde se efectúa un seguimiento de los individuos a lo largo del tiempo, nos va a permitir disponer de información acerca de las características del hogar paterno y profundizar en el análisis de los determinantes de la creación de un nuevo hogar.

APENDICE

CUADRO A.1: DESCRIPCION DE LAS VARIABLES

VARIABLES	DEFINICIÓN
Dependientes	
FORMACIÓN	Si el joven decide formar hogar = 1; en caso contrario = 0
TENENCIA	Si el régimen de tenencia elegido es la propiedad = 1; si es el alquiler = 0
DEMANDA	Cantidad demandada de servicios de vivienda (en logaritmos)
Independientes	
SEXO	Si el individuo es varón = 1; si es mujer = 0
SINESTUD	Analfabetos o sin estudios = 1; en otro caso = 0 (variable de referencia)
PRIMEGB	Estudios primarios o EGB o FP1= 1; en otro caso = 0
SECUNDAR	Estudios secundarios o FP2 = 1; en otro caso = 0
UNIVERSID	Estudios universitarios = 1; en otro caso = 0
EDAD	Edad en años del individuo
MIEMHOG	Número de miembros del hogar (incluyendo al sustentador principal)
TMUNI1	Si el hogar reside en un municipio con menos de 10.000 habitantes = 1; en otro caso = 0 (variable de referencia)
TMUNI2	Si el hogar reside en un municipio entre 10.001 y 50.000 habitantes = 1; en otro caso = 0
TMUNI3	Si el hogar reside en un municipio entre 50.001 y 100.000 habitantes = 1; en otro caso = 0
TMUNI4	Si el hogar reside en un municipio entre 100.001 y 500.000 habitantes = 1; en otro caso = 0
TMUNI5	Si el hogar reside en un municipio con más de 500.000 habitantes = 1; en otro caso = 0
TRABTC	Si el individuo o su pareja (en caso de tenerla) tiene una dedicación laboral a tiempo completo = 1; en otro caso = 0
PAREJA	Si el hogar está formado por una pareja (con o sin hijos) = 1; en otro caso = 0
MOVER	Si el hogar ha cambiado de municipio de residencia en los últimos 5 años = 1; en otro caso = 0
EDADHOG1	Si el hogar existe hace menos de 1 año = 1; en otro caso = 0
EDADHOG2	Si el hogar existe hace más de 1 año y menos de 5 = 1; en otro caso = 0
EDADHOG3	Si el hogar existe hace más de 5 años y menos de 10 = 1; en otro caso = 0
EDADHOG4	Si el hogar existe hace más de 10 años = 1; en otro caso = 0 (variable de referencia)
INGNOSAL	Ingresos monetarios no salariales (en logaritmos)
SALARPOT	Renta salarial potencial de un trabajo a tiempo completo (en logaritmos)
DIFERSAL	Diferencia entre la renta salarial potencial y la renta salarial observada para los jóvenes que trabajan a tiempo completo
RENTA	Renta disponible del hogar (en logaritmos)
TRANSFER	Porcentaje de la renta disponible debida a transferencias
COSTEVIV	Índice del coste de la vivienda respecto a la media nacional
PRECIOCOM	Precio por metro cuadrado de compra de la vivienda (en logaritmos)
PRECIOINQ	Precio por metro cuadrado de alquiler de la vivienda (en logaritmos)

CUADRO A.2
MEDIA Y DESVIACION TIPICA DE LAS VARIABLES

	Formación de hogar		Régimen de tenencia		Demanda de propietarios		Demanda de inquilinos	
Variable	Media	Desv.Típica	Media	Desv.Típica	Media	Desv.Típica	Media	Desv.Típica
FORMACIÓN	0'3319	0'4709						
TENENCIA			0'7286	0'4447				
DEMANDA					71'1266	55'5772	101'8812	87'2173
EDAD	26'1453	5'2767	32'4955	4'9887	33'0905	4'7748	30'8983	5'1976
SEXO	0'6032	0'4893	0'9085	0'2883	0'9235	0'2658	0'8682	0'3385
SINESTUD	0'0414	0'1992	0'0519	0'2218	0'0523	0'2226	0'0508	0'2198
PRIMEGB	0'6158	0'4864	0'6128	0'4872	0'6215	0'4851	0'5895	0'4922
SECUNDAR	0'2291	0'4203	0'1945	0'3959	0'2010	0'4008	0'1770	0'3819
UNIVERSID	0'1137	0'3174	0'1408	0'3479	0'1252	0'3310	0'1827	0'3866
MIEMHOG			3'6090	1'1958	3'7019	1'1651	3'3597	1'2412
TMUNI1	0'2501	0'4331	0'2124	0'4090	0'2318	0'4221	0'1601	0'3668
TMUNI2	0'2537	0'4352	0'2571	0'4371	0'2662	0'4421	0'2326	0'4227
TMUNI3	0'1303	0'3366	0'1418	0'3489	0'1273	0'3334	0'1808	0'3850
TMUNI4	0'2712	0'4446	0'2901	0'4538	0'2771	0'4476	0'3249	0'4685
TMUNI5	0'0947	0'2928	0'0986	0'2982	0'0975	0'2967	0'1017	0'3024
TRABTC	0'5883	0'4922	0'9024	0'2968				
PAREJA			0'8888	0'3144	0'9056	0'2924	0'8437	0'3633
MOVER			0'1354	0'3422				
INGNOSAL*	1'2325	3'4757						
SALARPOT*	1.646'2992	1.145'8015						
RENTA*			2.186'9726	2.117'2944	2.425'7544	2.355'7989	1.864'5959	1.211'1434
TRANSFER			0'0559	0'1485	0'0480	0'1282	0'0771	0'1913
COSTEVIV	0'8527	0'2842						
PRECIOCOM*			8'3103	2'7551	8'2304	2'7503		
PRECIOINQ*			3'4975	0'9705			3'5149	0'9043
EDADHOG1			0'0480	0'2139				
EDADHOG2			0'2149	0'4108				
EDADHOG3			0'3230	0'4677				
EDADHOG4			0'3754	0'4843				
Nº observac.	11.789		3.913		2.851		1.062	

* En miles de pesetas.

REFERENCIAS

Åsberg, P. (1999): "Housing Decisions of Young Swedish Adults", *Journal of Housing Economics,* 8, 116-143.

Börsch-Supan, A. (1986): "Household Formation, Housing Prices, and Public Policy Impacts", *Journal of Public Economics*, 30, 145-164.

Bourassa, S.C; Haurin, D.R.; R.J. Haurin y P.H. Hendershott (1994): "Independent Living and Home Ownership: An Analysis of Australian Youth", *The Australian Economic Review*, 107, 29-44.

Boyes, W.J.; D.L. Hoffman y S.A. Low (1989): "An Econometric Analysis of the Bank Credit Scoring Problem", *Journal of Econometrics*, 40, 3-14.

Colom, M.C. y Molés, M.C. (1998): "Un Análisis sobre el Gasto en Servicios de Vivienda en España", *Estadística Española*, 143, 147-166.

Duce, R.M. (1995): "Un modelo de Elección de Tenencia de Vivienda para España", *Moneda y Crédito*, 201, 127-152.

Ermisch, J.F.; J. Findlay y K. Gibb (1996): "The Price Elasticity of Housing in Britain: Issues of Sample Selection", *Journal of Housing Economics*, 5, 64-86.

Fernández, J.A. (1997): "Youth Residential Independence and Autonomy. A Comparative Study", *Journal of Family Issues*, 18, 576-607.

Goodman, A.C. (1988): "An Econometric Model of Housing Price, Permanent Income, Tenure Choice and Housing Demand", *Journal of Urban Economics*, 23, 327-353.

Haurin, D.R.; P.H. Hendershott y D. Kim (1993): "The Impact of Real Rents and Wages on Household Formation", *The Review of Economics and Statistics*, 75, 2, 284-293.

Haurin, D.R.; P.H. Hendershott y D. Kim (1994): "Housing Decisions of American Youth", *Journal of Urban Economics*, 35, 28-45.

Heckman, J.J. (1979): "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, 1, 153-161.

Jaén, M. y A. Molina (1994): "Un Análisis Empírico de la Tenencia y Demanda de Vivienda en Andalucía", *Investigaciones Económicas*, 18, 143-164.

King, M.A. (1980): "An Econometric Model of Tenure Choice and Demand for Housing as a Joint Decision", *Journal of Public Economics*, 14, 2, 137-159.

Lee, L-F. y R.P. Trost (1978): "Estimation of Some Limited Dependent Variable Models with Application to Housing Demand", *Journal of Econometrics*, 8, 357-382.

Martínez-Granado, M. y J. Ruíz-Castillo (1998): "The Decisions of Spanish Young: A Cross-section Study", Working Paper 98-42. Universidad Carlos III, Madrid.

MOPTMA (1996): *Precio Medio del m^2 de las Viviendas*, MOPTMA, Madrid.

Rivers, D. y Q.H. Vuong (1988): "Limited Information Estimators and Exogeneity Test for Simultaneous Probit Models", *Journal of Econometrics,* 39, 347-366.

Rosen, H.S. (1979): "Housing Decisions and the U.S. Income Tax", *Journal of Public Economics*, 11, 1-23.

Abstract

Previous studies have pointed out that decisions on tenure and housing services demand have to be analyzed jointly. However, few have taken into account that for young people these decisions are taken simultaneously with household formation. This kind of analysis has not been carried out in Spain. Our aim is to analyze simultaneously these three decisions for young Spanish people. For that purpose a four equation econometric model is estimated. Two equations refer to household formation and tenure decisions and the other two to owners' and renters' housing services expenditure.

Los efectos simultáneos del salario mínimo sobre el empleo, la participación y la tasa de paro de los adolescentes españoles

Carlos Pérez Domínguez

Dpto. de Fundamentos del Análisis Económico
Universidad de Valladolid

Inmaculada González Güemes

Dpto. de Fundamentos del Análisis Económico
Universidad de Valladolid

M.ª Dolores de Prada Moraga

Dpto. de Economía Aplicada (Estadística y Econometría)
Universidad de Valladolid

1. INTRODUCCIÓN

Desde el año 1963 el Salario Mínimo Interprofesional (SMI) es la remuneración mínima que afecta en España a prácticamente todos los trabajadores, independientemente del sector al que pertenezcan y de su categoría profesional. En 1980 el Estatuto de los Trabajadores ratificó la existencia de un SMI con carácter general. A pesar de su vocación de cobertura universal, el SMI ha sido distinto, tradicionalmente, según el estrato de edad en el que se encontrara el ocupado. Ente los años 1980 y 1989 inclusive existieron en España tres mínimos salariales: el de los individuos de 16 años, el de los de 17 y el de los de 18 y más años. No obstante, desde 1990 y hasta 1998 hemos asistido, en dos fases distintas, a un proceso de equiparación de los tres salarios mínimos referidos. La primera fase tuvo lugar en el año 1990. En dicho año se fijaron sólo dos salarios mínimos: uno para los menores

de 18 años y otro para los de 18 y más años. Este fenómeno supuso que el SMI de aplicación a los trabajadores de 16 años se incrementara, tan solo en ese año, un 83%. La segunda fase se inició en 1996, año a partir del cual comenzó un proceso paulatino de equiparación del SMI de los menores de edad al de los mayores y que concluyó en 1998. En este último año el gobierno fijó, por primera vez en nuestro país, un único salario mínimo, independientemente de la edad del trabajador. Este hecho supuso que, en los tres años de equiparación, el salario mínimo de los menores de 18 años creciera a un ritmo interanual medio del 21,4%. Como resultado de ambos procesos, la remuneración mínima correspondiente a los trabajadores menores de edad ha aumentado de forma espectacular durante la última década, configurando un marco idóneo para analizar los efectos que los incrementos en el salario mínimo tienen sobre las magnitudes básicas del mercado de trabajo adolescente en España.

Los trabajos elaborados al respecto en nuestro país son relativamente recientes. Además, prácticamente todos estos trabajos se han centrado en analizar el impacto del salario mínimo sobre el empleo global de los adolescentes, olvidando las posibles repercusiones sobre otras magnitudes relevantes del mercado de trabajo de dicho colectivo. En esta línea, se pueden encuadrar los trabajos de Pérez Domínguez (1995), Dolado et al. (1996), Dolado y Felgueroso (1997), González Güemes (1997) y Dolado et al. (1999). Todos ellos comparten una metodología bastante similar, consistente en estimar una ecuación de empleo en forma reducida, que relaciona la tasa de empleo adolescente con una variable que mide la influencia relativa del salario mínimo y que es el índice de Kaitz (1970), esto es, el porcentaje que el SMI supone con respecto de una media salarial de la economía. El principal resultado obtenido en todos ellos es que existe una relación negativa entre el SMI y el empleo adolescente global; más en concreto, todas las elasticidades estimadas adoptan valores absolutos menores que la unidad.

La principal novedad del presente trabajo consiste en considerar la posibilidad explícita de que los cambios acaecidos en los salarios mínimos afecten de manera simultánea a las tres magnitudes básicas del mercado de trabajo adolescente: el empleo, la actividad y la tasa de paro. A tal fin, ha sido preciso elaborar, en primer lugar, un esquema que permita racionalizar las posibles interrelaciones que ligan a dichas variables desde un punto de vista teórico; y, en

segundo lugar, se ha procedido a efectuar las pertinentes estimaciones empíricas mediante el uso de modelos econométricos de ecuaciones simultáneas que permiten tener en cuenta dichas interrelaciones.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente. En el apartado 2 se propone un marco de referencia teórica; en el apartado 3 se plantean, especifican y estiman los diferentes modelos sugeridos en el apartado previo; y en el cuarto y último apartado se sintetizan las principales conclusiones del artículo.

2. EL EFECTO DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE LAS MAGNITUDES BÁSICAS DEL MERCADO DE TRABAJO ADOLESCENTE: UN MARCO DE REFERENCIA

El establecimiento o revisión al alza de un salario mínimo genera un conjunto de efectos *simultáneos* sobre las magnitudes básicas del mercado de trabajo de los adolescentes. En primer lugar, afecta a su tasa de empleo, de una manera negativa en el caso de que el mercado de trabajo sea perfectamente competitivo, y de forma ambigua si se tratara de una estructura de corte monopsonista. En segundo lugar, afectaría a la decisión de un adolescente en cuanto a participar o no en el mercado de trabajo, esperándose, independientemente del modelo teórico de referencia, un aumento de su tasa de actividad, siempre que el perfil de la oferta de trabajo sea creciente. En tercer lugar, y en la medida en que el cambio en el salario mínimo haya afectado a las dos tasas anteriores, la tasa de desempleo del colectivo adolescente también se podría ver afectada. En este caso, resulta sencillo demostrar que, bajo ningún esquema teórico, un aumento del mínimo salarial reduciría la tasa de paro. Por último, haremos referencia a lo que hemos denominado "efecto desánimo". Se trata de incorporar explícitamente la posibilidad teórica de que la decisión adolescente de participar se vea afectada sensiblemente por la probabilidad vigente de encontrar empleo, o en otras palabras, que la tasa de actividad del colectivo se asocie inversamente con su tasa de desempleo. Es preciso señalar que, a nuestro entender, el estudio de este efecto no ha sido tratado suficientemente ni desde el punto de vista teórico, ni desde el empírico. A continuación se detalla la forma en que pretendemos captar los anteriores efectos en el presente artículo.

2.1. Los efectos del salario mínimo sobre el empleo

El efecto del salario mínimo sobre la tasa de empleo adolescente se aproxima mediante la siguiente ecuación:

$$tea = \phi_1 (IK; X_1; taa) \qquad (1)$$

Dicha ecuación establece una relación funcional entre la tasa de empleo de los adolescentes (*tea*) y una variable dependiente fundamental que es el índice de Kaitz (*IK*) y que sirve para aproximar el efecto *coste relativo* que supone un incremento del salario mínimo sobre una media salarial de referencia. El vector de variables explicativas X_1 recoge los factores exógenos que afectan a la ecuación de empleo, en concreto, los controles de los movimientos cíclicos que afectan a la demanda de trabajo adolescente. Por último se incorpora la tasa de actividad adolescente (*taa*) como control de los desplazamientos de la oferta de trabajo del colectivo.

Una posibilidad interesante –sugerida por Dolado et al. (1999)– consiste en tratar de forma separada a los adolescentes más jóvenes (16 y 17 años), cuyo salario mínimo es el que ha experimentado los mayores incrementos relativos, de los adolescentes de más edad (mayores de 18 años). En este caso, las ecuaciones de empleo a estimar tendrían la siguiente estructura:

$$tea_i = \phi_{1i} (IK_i , IK_j ; X_{1i} ; taa_i ; taa_j) \qquad (2)$$

Donde los subíndices i, j ($i \neq j$) hacen referencia a los dos colectivos adolescentes señalados.

2.2. Los efectos del salario mínimo sobre la participación

Los trabajos que han intentado captar los efectos del salario mínimo sobre la tasa de actividad adolescente se han limitado a utilizar una ecuación similar a (1) sustituyendo la variable dependiente por la tasa de actividad del colectivo[1]. No obstante, los efectos que el

[1] Puede consultarse, a modo de ejemplo, los trabajos de Brown et al. (1982, 1983) y Wellington (1991) para la economía americana y Pérez Domínguez (1995) para la española.

mínimo salarial tiene sobre la participación de los más jóvenes podrían ajustarse, más bien, a un conjunto de reglas específicas que describiremos a continuación.

En la adolescencia, más que en ninguna otra edad, los individuos suelen adoptar sus decisiones de formación académica de cierta envergadura, tales como la especialización profesional o la asistencia a la universidad. De hecho, no resulta descabellado suponer que, para estos individuos, la decisión de participación laboral se rija por normas inversas a las que gobiernan las inversiones en educación formal, dado que la alternativa más plausible a no formarse es convertirse en buscador de empleo. Vamos a suponer, por tanto, que la decisión de un adolescente de incorporarse al mercado de trabajo (abandonando el sistema educativo formal) o de no incorporarse (y continuar su formación) surge como resultado de comparar las cadenas de rentas esperadas que ambas opciones suponen. Para ello, formularemos dos hipótesis o versiones de trabajo. La primera de ellas es más básica, mientras que la segunda incorpora nuevos elementos de valoración.

La *primera versión* tendría las siguientes líneas. Si el adolescente (sin formación, ni experiencia) decide no formarse y buscar empleo hoy, la ganancia potencial será el salario de los menos cualificados (que vamos a aproximar mediante el salario mínimo, w_{min}), en el caso de que efectivamente encuentre trabajo, lo que acontecerá con una probabilidad (1–*tua*), donde *tua* es la tasa de paro propia del colectivo adolescente. Si, por el contrario, decide no participar y educarse, la remuneración esperada será el salario de los individuos más cualificados (que mediremos mediante el salario medio *w*) siempre que encuentre empleo en este nuevo colectivo, hecho al que asignaremos una probabilidad (1-*tu*), donde *tu* es la tasa de paro media de la economía. De acuerdo con lo anterior, un adolescente tendrá tanto más incentivo a no formarse y, en consonancia, a participar en el mercado laboral cuanto mayor sea el siguiente vector de variables:

$$\left\{ \frac{w_{\text{mín}}}{w} \, , \, \frac{(1\text{-}tua)}{(1\text{-}tu)} \right\} \equiv \left| IK, EOR \right| \qquad (3)$$

Estas variables recogen los dos efectos básicos que determinan la decisión individual de participación de un adolescente: un *efecto*

ganancia relativa (medido por el índice de Kaitz) y, por consiguiente, tanto mayor cuanto más alto sea el salario mínimo sobre el medio; y un *efecto oportunidad relativa (EOR)* de tanta mayor magnitud cuanto más reducida sea la tasa de paro adolescente en relación con la media. Ante un cierto aumento relativo del salario mínimo, el primero de estos efectos induciría un movimiento ascendente a lo largo de la curva de oferta de trabajo adolescente, aumentando la participación del grupo. Por su parte, y en la medida en que el incremento del mínimo salarial aumente la tasa relativa de paro adolescente, también se registraría un *efecto desánimo* que desplazaría hacia la izquierda de la curva de oferta de trabajo, lo que se traduciría en una caída de la actividad. Este segundo fenómeno quedaría captado mediante la variable *EOR*.

De acuerdo con lo anterior, la decisión agregada de participación de un adolescente, según esta primera versión, se puede aproximar por la siguiente ecuación:

$$taa = \phi_2 (IK;\ EOR;\ X_2) \qquad (4)$$

Donde X_2 es un vector de controles que incorpora variables de composición familiar y alguna variable de la experiencia laboral previa de los individuos de este colectivo. Los efectos del ciclo sobre la actividad quedan recogidos en *EOR*.

Esta argumentación que acabamos de exponer nos permite racionalizar de manera sencilla y comprensible las dos fuerzas que actúan sobre la oferta de trabajo adolescente, constituyendo, de esta forma, un primer punto de referencia en las posteriores estimaciones. No obstante, adolece de una deficiencia lógica. Parece bastante lícito aproximar la ganancia esperada de un adolescente que decide incorporarse al mercado laboral (abandonando su formación) por el salario mínimo ponderado por la tasa de ocupación adolescente. No obstante, debe considerarse que el mero transcurrir de los años y la experiencia laboral acumulada durante ellos, convertirán a esa persona en un adulto descualificado, cuya ganancia esperada es diferente de la de un adolescente. Asimismo, el adolescente que decide formarse hoy esperará percibir como ganancia futura el salario de la población más cualificada y no el medio de la economía. De acuerdo con esto, formularemos una *segunda versión* ampliada que se sintetiza en las siguientes líneas.

En el caso en que el adolescente decida no formarse, su ganancia esperada intertemporal (W^e_{NE}) se aproximará mediante la suma de dos componentes. En el presente, se sigue suponiendo que su ganancia esperada será el salario mínimo ($w_{mín}$) ponderado por la tasa de ocupación adolescente (1–*tua*). No obstante, el paso de los años permitirá al adolescente sin cualificación acceder al mercado de trabajo de la población adulta no cualificada, cuya ganancia esperada se aproxima mediante el salario medio de los adultos no cualificados (w_{ANC}), multiplicada por la tasa de ocupación de dicho colectivo (1–tu_{ANC}), denotando por ρ a la tasa de descuento subjetiva del individuo, esto es:

$$W^e_{NE} \approx (1 - tua)\, w_{\min} + \rho \left[(1 - tu_{ANC})\, w_{ANC}\right] \qquad (5)$$

Si, en cambio, el adolescente decide formarse y demorar su inclusión en el mercado laboral, su ganancia esperada total (W^e_E) sería nula en el momento presente[2] pero en el futuro podría aproximarse por el salario esperado de los adultos cualificados, esto es:

$$W^e_E \approx \rho\, (1 - tu_{AC})\, w_{AC} \qquad (6)$$

Así pues, el incentivo de un adolescente a no cualificarse y participar hoy en el mercado laboral dependerá directamente del siguiente vector de variables:[3]

$$\left\{ \frac{w_{\min}}{w_{AC}}, \frac{(1-tua)}{(1-tu_{AC})}, \frac{w_{ANC}}{w_{AC}}, \frac{(1-tu_{ANC})}{(1-tu_{AC})} \right\} \equiv \left| IK', EOR', EGR_{FUT}, EOR_{FUT} \right| \quad (7)$$

Las dos primeras variables del lado izquierdo aproximan unos efectos *ganancia relativa* (*IK'*) y *oportunidad relativa* (*EOR'*) de

[2] E incluso negativa si el adolescente tuviera que soportar los costes directos que supone dicha formación.

[3] Hemos supuesto una tasa de descuento subjetiva (ρ) unitaria.

corte muy similar a los expuestos en la primera versión, pero utilizando como referencia, en este caso, el salario y la tasa de ocupación del colectivo de los adultos cualificados. Las dos últimas variables son dos nuevos efectos ganancia y oportunidad relativa (que hemos denominado *futuros*) que aparecen ahora como resultado del diferencial esperado de ganancias futuras que se produciría si el individuo, entonces ya adulto, se cualificó o no en su adolescencia. De esta forma, la decisión de participación se aproximaría, en esta segunda versión, mediante una ecuación de actividad como la siguiente:

$$taa = \phi'_2 (IK'; EOR'; X_2') \qquad (8)$$

Donde X_2' es un vector de controles similar al vector X_2 de la primera versión que, además, incorpora en el presente caso los efectos ganancia y oportunidad relativas futuros.

2.3. El efecto conjunto del salario mínimo sobre el mercado de trabajo adolescente

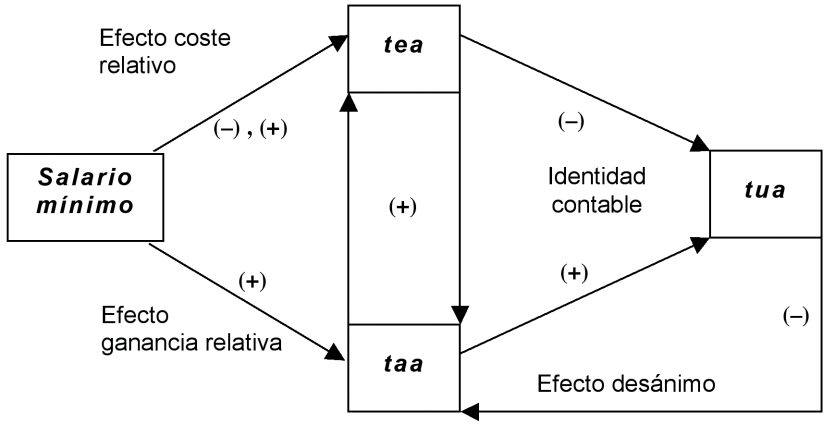
Independientemente tanto del modelo de mercado de trabajo (competencia o monopsonio) que esté operando para los adolescentes, como de la versión elegida para modelizar su decisión de participación, el impacto conjunto de un cambio en el salario mínimo sobre el mercado de trabajo de los más jóvenes puede sintetizarse en las pautas descritas en el gráfico 1. Un incremento del salario mínimo aumenta, *ceteris paribus*, el índice de Kaitz. Este hecho provoca, en primer lugar, un *efecto coste relativo* que reduce la tasa de empleo adolescente (*tea*) en el marco de un modelo competitivo, pero que podría aumentarla en ciertos tramos de un mercado monopsonístico. En segundo lugar, tendría lugar un *efecto ganancia relativa* que incentiva la tasa de actividad de los adolescentes (*taa*). A su vez, y considerando la posibilidad de que un segmento del mercado de trabajo adolescente se rija por salarios de mercado superiores al mínimo, las variables *tea* y *taa* podrían estar interactuando entre sí. En la medida en que las tasas de empleo y de actividad se vean afectadas por los cambios en el salario mínimo, automáticamente la tasa de paro adolescente se alteraría, de acuerdo con la siguiente identidad contable:

$$tua \equiv 1 - (tea \,/\, taa) \qquad (9)$$

Por último, debe tenerse en cuenta que la tasa de ocupación adolescente determina la probabilidad presente de encontrar empleo que tiene un individuo de este colectivo poblacional. Así pues, y en la medida en que *tua* se haya visto afectada, los adolescentes podrían reconsiderar su decisión de participación laboral a través del denominado *efecto desánimo* (o *ánimo*, en su caso).

GRAFICO 1

EFECTOS CONJUNTOS DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE LAS MAGNITUDES DEL MERCADO DE TRABAJO ADOLESCENTE



3. ESTIMACIÓN DE LOS EFECTOS CONJUNTOS DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE EL MERCADO DE TRABAJO ADOLESCENTE ESPAÑOL

En este apartado se ofrecen los resultados de las estimaciones econométricas de los efectos conjuntos que el salario mínimo tiene sobre el mercado de trabajo adolescente en España. A tal fin, se establecerán dos especificaciones alternativas (condicionadas por las dos versiones teóricas que hemos supuesto para explicar la decisión de participación adolescente) y algunas extensiones adicionales. Todas las estimaciones se han efectuado por mínimos cuadrados en tres etapas iterados, utilizando una muestra que abarca desde el primer trimestre de 1981 hasta el cuarto trimestre de 1999. Las variables de

ocupación, actividad y desempleo provienen de la Encuesta de Población Activa. Por su parte, la fuente de los datos salariales es la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios.

3.1. Versión básica

La primera versión del modelo que vamos a estimar incorpora una ecuación de empleo adolescente global de acuerdo con las líneas descritas en la expresión (1), una ecuación de actividad que se deriva de la primera de las versiones teóricas propuestas –expresión (4)– y una identidad contable que permite calcular la tasa de paro adolescente a partir de las tasas de empleo y actividad del colectivo –expresión (9)–.

En cuanto a las variables utilizadas cabe hacer los siguientes comentarios. El índice de Kaitz (que en esta primera versión del modelo es idéntico en ambas ecuaciones) se ha elaborado como el cociente entre el SMI horario ponderado[4] y el salario medio por hora trabajada del conjunto de los trabajadores. En la ecuación de empleo se han incorporado como controles del ciclo económico general la tasa de paro de los varones entre 25 y 54 años (*tupa*) y para captar las posibles peculiaridades del ciclo adolescente la tasa de empleo de los jóvenes (población de entre 20 y 24 años) (*tej*) y de las mujeres (*tef*)[5] . También se ha tenido en cuenta el carácter dinámico en el comportamiento de la variable dependiente (*tea*) y en el del regresor endógeno *taa*.[6]

En la ecuación de participación el "efecto oportunidad relativa" se ha incorporando mediante las tasas de ocupación adolescente

[4] Para elaborar las series de SMI por hora trabajada se ha dividido el SMI mensual del trabajador por el número medio de horas trabajadas al mes por cada trabajador. La media ponderada que hemos utilizado se ha calculado sumando el salario mínimo de los trabajadores mayores de edad (ponderado por el peso de los mismos en la ocupación adolescente total), al percibido por los adolescentes de 16 años (ponderado por el correspondiente peso). Por último, para controlar el periodo en los que los salarios mínimos de 16 y de 17 años fueron distintos (hasta 1990) se ha incorporado una variable ficticia.

[5] Se trata de dos grupos poblacionales que comparten algunas de las características del colectivo adolescente (baja cualificación y alta temporalidad) y que, a la vez, su empleo parece no responder a los cambios en el Índice de Kaitz como se pone de manifiesto en Dolado y Felgueroso (1997) y González Güemes (1997).

[6] El comportamiento dinámico del empleo, en respuesta a los cambios del salario mínimo, ha tomado recientemente un puesto central en la literatura. Al respecto puede consultarse Baker et al. (1999).

(*toa* ≡ 1 – *tua*) y total (*to* ≡ 1 – *tu*). En concreto, este último efecto se ha considerado conveniente aproximarlo mediante la variable *toj*, esto es, la tasa de ocupación total de los jóvenes (20 a 24 años), en la medida en que este colectivo constituye la referencia más inmediata para el adolescente de la situación laboral que puede esperar al concluir su periodo de formación. Esta ecuación incorpora, además, dos regresores más que pretenden captar otros elementos que influyen en la decisión adolescente de participación aparte de los previamente reseñados. El primero de ellos es el porcentaje que supone la población adolescente sobre el total (*ratpob*) y el segundo es el peso de los adolescentes buscadores de primer empleo sobre el total de parados de este colectivo (*ratpe*)[7]. Por último, se ha tenido en cuenta que dentro del colectivo adolescente analizado, al menos una parte de los individuos (posiblemente los de mayor edad) podrían estar determinando su participación por pautas más parecidas a las de la población joven (20-24 años) que a las que acabamos de describir para la población adolescente. Por ello, se ha incorporado también como regresor en la ecuación de participación la tasa de actividad de los jóvenes entre 20 y 24 años (*taj*).

El cuadro 1 ofrece los resultados de la estimación de esta primera versión del modelo. El contraste de especificación de Sargan (1976) no permite rechazar la hipótesis de que el modelo esté bien especificado[8].

Las dos primeras columnas –(A) y (B)– presentan los coeficientes obtenidos en la estimación simultánea de las ecuaciones de empleo y actividad. Estos coeficientes nos informan sobre el efecto que se registraría en la variable dependiente ante un cambio del regresor suponiendo todo lo demás constante, esto es, sin tener en cuenta las interrelaciones que ligan a las variables endógenas del modelo. En el caso de la ecuación de empleo –columna (A)– todas las variables incorporadas resultan ser estadísticamente significativas, aunque el IK lo es tan solo a un nivel del 10%. En todo caso, el signo asociado a

[7] La variable *ratpob* intenta captar el hecho de que a medida que el peso que los adolescentes tienen en las familias se reduce, sus posibilidades de cualificación (y por tanto, de no participación) aumentan, Becker (1993). Por su parte, la variable *ratpe* aproxima, en sentido inverso, la experiencia laboral previa del colectivo adolescente. Un adolescente con experiencia laboral y que, presumiblemente ha salido previamente del sistema educativo formal, experimenta una mayor reticencia a abandonar la fuerza de trabajo que otro que busca empleo por primera vez. Además, la experiencia laboral puede generar el derecho a alguna prestación por desempleo que induciría al perceptor a permanecer dentro de la población activa.

[8] El estadístico de Sargan toma un valor de 19,28 siendo 13 los grados de libertad.

CUADRO 1

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA VERSIÓN BÁSICA DEL MODELO

	Coeficientes estimados		Efectos totales a corto plazo			Efectos totales a largo plazo		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
Variable	*Ecuación Empleo (tea)*	*Ecuación Actividad (taa)*	*Ecuación Empleo (tea)*	*Ecuación Actividad (taa)*	*Identidad Contable (tua)*	*Ecuación Empleo (tea)*	*Ecuación Actividad (taa)*	*Identidad Contable (tua)*
IK	–0,084 (–1,70)	–0,181 (–2,81)	–0,264	–0,196	0,029	–0,268	–0,211	0,024
$IK_{(-1)}$		0,189 (3,15)	0,170	0,185	0,006			
taa	0,918 (6,54)							
$taa_{(-1)}$	–0,728 (–5,31)	0,917 (23,93)	–0,047	0,741	0,336			
tupa	–0,136 (–3,10)		–0,164	–0,030	0,057	–0,451	–0,381	0,029
tej	0,543 (5,64)		0,653	0,119	-0,227	1,793	1,514	–0,118
tef	–0,572 (–5,29)		–0,687	–0,125	0,239	–1,886	–1,593	0,124
$tea_{(-1)}$	0,536 (11,31)		0,644	0,117	-0,225			
(1-tua)		0,223 (2,91)						
$(1\text{-tua})_{(-4)}$		0,224 (2,66)	0,202	0,221	0,008			
(1-tuj)		–0,383 (–3,63)	–0,345	–0,376	-0,013	–0,458	–1,105	–0,275
ratpe		0,263 (3,30)	0,237	0,258	0,009	0,311	0,759	0,190
ratpob		–0,145 (–1,68)	–0,131	–0,142	-0,005	–0,171	–0,419	–0,105
taj						–0,116	–0,283	–0,071
$taj_{(-1)}$		–0,098 (–0,857)	–0,088	–0,096	-0,003			

Notas:

• Todas las variables en logaritmos. Tanto la ecuación de empleo como la de actividad incorporan controles de los procesos de homogeneización de los salarios mínimos por edades y de los cambios metodológicos en las encuestas utilizadas mediante variables ficticias.

• Las cifras entre paréntesis en las columnas (A) y (B) son t-estadísticos.

• En todas las columnas –salvo en la (E) y la (H)– las cifras de la celda representa la elasticidad de la variable de la columna ante cambios de la variable de la fila.

• En las columnas (E) y (H) las cifras de cada celda son cuasi-elasticidades de la tasa de paro adolescente, esto es, informan sobre la variación absoluta en la tasa de desempleo adolescente ante cambios porcentuales de la variable de la fila.

este coeficiente resulta negativo según cabía esperar a la luz de las investigaciones previas hechas para España. En cuanto a la ecuación de actividad –columna (B)– se ha puesto de manifiesto un comportamiento dinámico más rico que el registrado en la ecuación de empleo. En cuanto a la estimación del Efecto Oportunidad Relativa (*EOR*), representado por el cociente (1–*tua*)/(1-*tu*) de la expresión (3), se ha relajado la restricción que liga a dichas variables en forma de cociente, permitiendo un coeficiente diferente (en valor absoluto) para el numerador que para el denominador del mismo[9]. De acuerdo con el signo de estos coeficientes, la participación adolescente aumenta, *ceteris paribus*, al aumentar sus oportunidades presentes de empleo –esto es, al crecer (1-*tua*) y su desfase– y cae al crecer las oportunidades de empleo futuras –captadas mediante (1-*tuj*)–.

En las columnas (C) y (D) del cuadro 1 se ofrecen las elasticidades obtenidas cuando se tienen en cuenta todas las interacciones que ligan las ecuaciones del sistema a corto plazo, esto es, los multiplicadores de impacto. De acuerdo con ellos, la tasa de empleo adolescente –columna (C)– responde negativamente a los cambios presentes en el índice de Kaitz con una elasticidad de –0,264. Por su parte, la columna (D) ofrece la respuesta neta a corto plazo de la actividad adolescente ante cambios del índice de Kaitz, esto es, teniendo en cuenta tanto el efecto ganancia relativa como el efecto oportunidad relativa. Dicha elasticidad adopta un valor de –0,196 ante los cambios corrientes del índice de Kaitz y de 0,185 ante el cambios de dicho índice desfasado. Por su parte, los valores de la columna (E) son cuasi-elasticidades de la tasa de paro adolescente a corto plazo, obtenidas a partir de los coeficientes de las dos columnas previas de acuerdo con la identidad contable de la expresión (9)[10]. Los valores nos informan sobre la variación absoluta de la tasa de paro del colectivo ante cambios porcentuales de los diferentes regresores. Así, por ejemplo, un aumento del 10% en el índice de Kaitz actual aumentaría la tasa de paro adolescente en 0,29 puntos porcentuales; por su parte, un aumento similar del desfase del índice de Kaitz aumentaría la tasa de paro corriente en 0,06 puntos porcentuales.

En las columnas (F) a (H) del cuadro 1 se ofrecen los coeficientes de mayor interés económico. Los valores de (F) y (G) son elastici-

[9] De hecho, eliminar esta restricción es equivalente a incorporar en la estimación el ratio entre ambas variables y, además, una de las dos en términos absolutos.

dades globales a largo plazo y, por tanto, reflejan la respuesta total a largo plazo de cambios en las variables exógenas sobre las variables endógenas del sistema. De acuerdo con ello, la elasticidad correspondiente a la tasa de empleo adolescente ante cambios del índice de Kaitz (columna F) es de –0,268. Por su parte, la respuesta global a largo plazo de la tasa de actividad a los cambios del índice de Kaitz también es negativa, adoptando una elasticidad de –0,221; este hecho parece poner de manifiesto un importante *efecto desánimo* asociado a los cambios del mínimo salarial. Por último, de acuerdo con la columna (H), un aumento de un 10% en el índice de Kaitz generaría un aumento acumulado de la tasa de paro adolescente de 0,24 puntos porcentuales[11].

3.2. Versión ampliada

La estimación que ofrecemos en el presente apartado se fundamenta en la segunda versión propuesta para justificar las pautas de participación adolescente. Incorpora una ecuación de empleo como la descrita en la expresión (1), una ecuación de actividad ampliada como la que se deriva de la expresión (7) y, por último, la identidad contable de la expresión (9).

El índice de Kaitz considerado en la ecuación de empleo se ha elaborado mediante el cociente entre el SMI horario ponderado y el salario medio por hora trabajada de los obreros, en cambio, el planteamiento teórico de esta versión sugiere que para la actividad se utilice un índice de Kaitz (*IK'*) ponderado por el salario medio de la población más cualificada, que hemos aproximado mediante el salario medio por hora trabajada de los empleados. El "efecto oportunidad relativa" (*EOR'*) que incorpora la ecuación de actividad se ha recogido –de acuerdo con la expresión (7)– mediante la tasa de ocupación adolescente (*toa* ≡ 1–*tua*) y la tasa de ocupación de los adultos cuali-

[10] Más en concreto, el valor se aproxima mediante la siguiente expresión:

$$\frac{dtua}{d\log(x_i)} = (1\text{-}tua)\left(\frac{d\log(taa)}{d\log(x_i)} - \frac{d\log(tea)}{d\log(x_i)}\right)$$

Donde x_i representa al i-ésimo regresor y *tua* es el valor muestral medio de la tasa de paro adolescente.

[11] En Patridge y Patridge (1998) y González y Pérez (2001) se llevan a cabo estimaciones directas del efecto del salario mínimo sobre la tasa de paro adolescente.

ficados (1–tu_{AC}), que se ha aproximado mediante la tasa de desempleo de los trabajadores entre 25 y 29 años que cuentan con educación superior. El vector de controles X'_2 incorpora, además de las variables de la versión anterior, los efectos ganancia y oportunidad relativa futuros. El primero de ellos se ha aproximado mediante el cociente entre los salarios horarios medios de los obreros y de los empleados; el segundo mediante las tasas de ocupación de los trabajadores entre 25 y 29 años menos cualificados (analfabetos, sin estudios y con estudios primarios), representada por (1–tu_{ANC}) y la correspondiente a los más cualificados (con educación superior)[12].

El cuadro 2 ofrece los resultados de la estimación de esta versión del modelo. El contraste de especificación de Sargan (1976) no permite rechazar la hipótesis de que el modelo esté bien especificado[13].

En las columnas (A) y (B) puede apreciarse cómo los signos y magnitudes de los coeficientes asociados a los índices de Kaitz de ambas ecuaciones se sitúan en línea con lo obtenido en la versión previa. En el caso concreto de la ecuación de actividad, el *efecto ganancia relativa* futuro no ha resultado ser en ningún caso significativo, por lo que se ha optado por eliminarlo de las estimaciones[14]. En cuanto a los componentes de los *efectos oportunidad relativa* (presente y futuro) los resultados indican que la participación adolescente no parece responder de manera significativa a sus posibilidades de empleo presentes (1-*tua*) aunque lo hace de manera positiva y significativa a su desfase. Las posibilidades de empleo de los adultos cualificados –medidas a través de (1-tu_{AC})– no parecen tampoco actuar significativamente sobre la decisión de participación adolescente; sin embargo, unas mayores oportunidades de empleo de los adultos no cualificados (1-tu_{ANC}) sí que animan la incorporación adolescente al mercado de trabajo.

---

[12] Ambas series de tasas de ocupación pretenden discriminar con claridad las posibilidades de empleo que tendrá el adolescente en su futuro inmediato si decide cualificarse o no hacerlo. De acuerdo con ello, se ha optado por seleccionar niveles de cualificación extremos. Asimismo, se ha tomado como referencia el colectivo de 25 a 29 años, y no el de 20 a 24 años como en la anterior versión, debido a que en esta última cohorte de edad la mayoría de los jóvenes que cursan estudios superiores aún no los han concluido.

[13] El estadístico de Sargan toma un valor de 15,08 siendo 16 los grados de libertad.

[14] La Encuesta de Salarios no ofrece para España series históricas de remuneraciones según el nivel de cualificación alcanzado por el trabajador. Es por ello que aproximamos este efecto mediante el cociente de los salarios medios de los obreros y de los empleados. No obstante, no parece que ésta sea una medida demasiado precisa de la diferencia de remuneración que aquí pretendemos medir. De hecho, ambas variables presentan un elevado grado de correlación.

CUADRO 2

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA VERSIÓN AMPLIADA DEL MODELO

	Coeficientes estimados		Efectos totales a corto plazo			Efectos totales a largo plazo		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
Variable	*Ecuación Empleo (tea)*	*Ecuación Actividad (taa)*	*Ecuación Empleo (tea)*	*Ecuación Actividad (taa)*	*Identidad Contable (tua)*	*Ecuación Empleo (tea)*	*Ecuación Actividad (taa)*	*Identidad Contable (tua)*
IK	–0,121 (–2,49)		–0,113	0,011	0,053	–0,304	–0,084	0,094
IK'		–0,183 (–3,23)	–0,136	–0,188	-0,022	0,026	0,093	0,029
$IK'_{(-1)}$		0,208 (3,58)	0,155	0,213	0,025			
taa	0,726 (4,83)							
$taa_{(-1)}$	–0,601 (–4,27)	0,790 (14,29)						
tupa	–0,163 (–3,78)		–0,152	0,015	0,071	–0,409	–0,113	0,126
tej	0,478 (5,19)		0,446	–0,044	-0,209	1,197	0,332	-0,369
tef	–0,613 (–5,74)		–0,572	0,056	0,268	–1,534	–0,425	0,472
$tea_{(-1)}$	0,566 (12,32)		0,527	–0,052	-0,247			
(1-tua)		–0,090 (–1,61)						
$(1\text{-tua})_{(-4)}$		0,170 (2,22)	0,127	0,175	0,020			
$(1\text{-tu}_{ANC})_{(-4)}$		0,157 (1,78)	0,116	0,161	0,019	–0,168	–0,587	-0,179
$(1\text{-tu}_{AC})_{(-4)}$		0,083 (1,29)	0,062	0,085	0,010	0,089	0,313	0,095
ratpe		0,283 (4,07)	0,210	0,290	0,034	0,304	1,060	0,322
ratpob		–0,073 (–0,98)	–0,054	–0,075	-0,009	–0,078	–0,274	-0,084
taj		0,331 (3,02)	0,247	0,340	0,040	0,356	1,242	0,377

Notas: Como en el Cuadro 1

Los multiplicadores de impacto –columnas (C) a (D)– presentan en conjunto los signos esperados. Por último, los efectos a largo plazo contenidos en las columnas (F) a (H) ponen de manifiesto, en primer lugar, una respuesta negativa del empleo adolescente ante cambios del índice IK y una muy escasa elasticidad positiva ante los cambios inducidos por la actividad a través del índice *IK'*. Si aproxi-

mamos la respuesta global a largo plazo de la tasa de empleo ante cambios del salario mínimo mediante la suma de ambos componentes, el resultado sería una elasticidad de –0,278 en la línea de la obtenida en la versión más simple del modelo. En segundo lugar, esta versión del modelo arroja una respuesta neta de la actividad a largo plazo positiva pero apenas distinta de cero[15]. Este resultado contrasta con el obtenido previamente en la versión simple del modelo en la que se derivaba un retroceso significativo de la actividad a largo plazo ante elevaciones relativas del mínimo salarial. La discrepancia parece encontrarse en el hecho de que en esta versión apenas se detecta *efecto desánimo*, mientras que en la anterior éste efecto resultaba significativamente positivo. En tercer lugar (y en consonancia con lo anterior), la columna (H) pone de manifiesto un impacto a largo plazo sobre la tasa de desempleo mayor que el detectado en la versión simple del modelo. Una elevación del 10% en el índice IK se traduciría en un aumento acumulado de la tasa de paro adolescente de 0,94 puntos porcentuales. Por su parte, una elevación similar del índice IK' aumentaría dicha tasa de paro en 0,29 puntos porcentuales. Esto es, en conjunto podríamos afirmar que, según la presente versión, una elevación del salario mínimo de un 10% elevaría en más de un punto porcentual la tasa de paro de los adolescentes.

3.3. Extensiones del modelo

En los anteriores modelos hemos considerado al grupo de los adolescentes como un colectivo poblacional homogéneo. Vamos a incorporar ahora la posibilidad de que los menores de edad (16 y 17 años) y los mayores (18 y 19 años) respondan de manera diferenciada a los cambios en los mínimos salariales.

Para captar dichas peculiaridades se ha elaborado, en un primer momento, un modelo de cuatro ecuaciones simultáneas en el que se explican las decisiones de empleo y participación de ambos grupos adolescentes de forma diferenciada. Las dos ecuaciones de empleo parecen poner de manifiesto claras peculiaridades diferenciales en cada uno de los grupos de adolescentes; no obstante, no ha sido posible captar con precisión las particularidades de la participación

[15] Para hacer esta afirmación se han sumado los coeficientes asociados a *IK* y a *IK'*.

de los jóvenes menores frente a las de los mayores de edad. Podría ser que todo el grupo adolescente guíe sus decisiones de incorporación al mercado laboral por pautas similares, o bien que las variables disponibles para captar las diferentes motivaciones de ambos colectivos tengan una alta correlación entre ellas. Las dos extensiones que se ofrecen a continuación se han llevado a cabo, en consonancia, estimando simultáneamente las ecuaciones de empleo de ambos colectivos –de acuerdo con la expresión (2)– pero utilizando como instrumentos las mismas variables que se habrían empleado en un sistema que incorporase, además, las ecuaciones de actividad[16]. La primera extensión se ha elaborado con líneas similares a la versión básica que hemos expuesto previamente; la segunda extensión sigue, no obstante, las pautas de lo que previamente denominamos versión ampliada del modelo. En el cuadro 3 se sintetizan los principales resultados obtenidos.

En el caso de los adolescentes más jóvenes (16 y 17 años), e independientemente de la extensión considerada, la tasa de empleo responde de forma negativa y significativa a los cambios de su *propio* salario mínimo –columnas (A) y (E)–. En cuanto a la respuesta al salario mínimo del colectivo de adolescentes adultos (salario mínimo *cruzado*) el resultado es distinto según la extensión considerada. La respuesta es positiva y significativa al 10% en el caso de la primera extensión –columna (A)– y no resulta ser significativa en la segunda extensión –columna (E)–.

Por último, comentaremos las elasticidades asociadas al empleo de los adolescentes mayores de edad (18 y 19 años). Lo más interesante es que en ambas extensiones del modelo se pone de manifiesto cómo el empleo de este colectivo no responde a los cambios en el índice de Kaitz *cruzado* (es decir, el calculado con el salario mínimo de los trabajadores de 16 años), pero decrece al aumentar su *propio* mínimo salarial –columnas (B) y (F)–.

[16] Esa estimación proporciona para las ecuaciones de empleo los mismos estimadores que se obtendrían de estimar las cuatro ecuaciones (empleo y actividad) especificando la actividad en forma reducida.

CUADRO 3
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES DE EMPLEO ADOLESCENTE POR GRUPOS DE EDAD

	PRIMERA EXTENSIÓN				SEGUNDA EXTENSIÓN			
	Efectos a corto plazo		Efectos a largo plazo		Efectos a corto plazo		Efectos a largo plazo	
Variable	(A) *Empleo 16-17 años* (tea_{16-17})	(B) *Empleo 18-19 años* (tea_{18-19})	(C) *Empleo 16-17 años* (tea_{16-17})	(D) *Empleo 18-19 años* (tea_{18-19})	(E) *Empleo 16-17 años* (tea_{16-17})	(F) *Empleo 18-19 años* (tea_{18-19})	(G) *Empleo 16-17 años* (tea_{16-17})	(H) *Empleo 18-19 años* (tea_{18-19})
IK_{16-17}	–0,087 (–2,31)	0,025 (0,81)	–0,251	0,061	–0,070 (–1,88)	0,026 (0,80)	–0,181	0,065
IK_{18-19}	0,239 (1,61)	–0,249 (–2,33)	0,691	–0,603	–0,003 (–0,02)	–0,258 (–2,32)	–0,007	–0,649
taa_{16-17}	0,575 (3,49)	–0,174 (–1,69)	0,091	–0,649	0,374 (2,25)	–0,199 (–1,92)	0,059	–0,783
$taa_{16-17, (-1)}$	–0,543 (–3,46)	–0,094 (–1,43)			–0,351 (–2,25)	–0,112 (–1,69)		
taa_{18-19}	0,489 (2,00)	0,331 (2,88)	–0,140	1,264	–0,004 (–0,01)	0,273 (2,33)	–0,058	1,324
$taa_{18-19, (-1)}$	–0,538 (–2,29)	0,192 (1,68)			–0,018 (–0,07)	0,253 (2,18)		
tupa	–0,009 (–0,13)	–0,305 (–5,20)	–0,027	–0,737	–0,105 (–1,52)	–0,296 (–5,17)	–0,271	–0,744
tej	0,769 (4,06)	0,180 (1,47)	2,222	0,435	0,753 (4,08)	0,205 (1,71)	1,950	0,516
tef	–0,525 (–2,34)	–0,599 (–3,08)	–1,517	–1,448	–0,813 (–3,56)	–0,629 (–3,19)	–2,104	–1,580
$tea_{16-17, (-1)}$	0,748 (9,24)				0,703 (8,84)			
$tea_{16-17, (-4)}$	–0,094 (–2,57)				–0,090 (–2,44)			
$tea_{18-19, (-1)}$		0,586 (8,86)				0,601 (8,94)		

Notas:

• Todas las variables en logaritmos.

• La cifra de cada celda representa la elasticidad de la variable de la columna ante cambios de la variable de la fila.

• Las cifras entre paréntesis en las columnas (A), (B), (E) y (F) son t-estadísticos.

• Ambas ecuaciones de empleo incorporan controles de los procesos de homogeneización de los salarios mínimos por edades y de los cambios metodológicos en las encuestas utilizadas mediante variables ficticias.

• En las estimaciones de la primera extensión se han utilizado como instrumentos específicos de las ecuaciones de actividad: el porcentaje de adolescentes de 16 y 17 años sobre el total de la población de 16 y más años y el porcentaje de parados de 16 y 17 años que buscan su primer empleo; las dos variables anteriores pero calculadas para los adolescentes de 18 y 19 años; la tasa de ocupación joven y la tasa de actividad joven.

• En las estimaciones de la segunda extensión se han utilizado como instrumentos específicos de las ecuaciones de actividad: los índice de Kaitz para trabajadores de 16-17 años y para los de 18-19 años ponderados por el salario de los empleados; el porcentaje de adolescentes de 16 y 17 años sobre el total de la población de 16 y más años y el porcentaje de parados de 16 y 17 años que buscan su primer empleo; las variables anteriores pero calculadas para los adolescentes de 18 y 19 años; la tasas de ocupación de los adultos entre 25 y 29 años cualificados y no cualificados y la tasa de actividad joven.

• Los índices de Kaitz IK_{16-17} e IK_{18-19} de la columna de variables se han elaborado ponderando los salarios mínimos correspondientes por el salario medio del total de trabajadores en las estimaciones de la primera extensión. En las correspondientes a la segunda extensión se han ponderado por el salario medio de los obreros.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos estimado los efectos conjuntos que una elevación relativa del Salario Mínimo Interprofesional ejerce sobre las magnitudes básicas del mercado de trabajo de los adolescentes españoles (empleo, actividad y tasa de paro). Los principales resultados obtenidos en estas estimaciones son los siguientes:

La tasa de empleo de los adolescentes responde negativa y significativamente a las elevaciones relativas del salario mínimo; más en concreto, un aumento del mínimo salarial del 10% reduciría dicha tasa de empleo entre un 2,6% y un 3%. La tasa de actividad adolescente puede verse afectada por las elevaciones del salario mínimo a través de dos efectos: un *efecto ganancia relativa* que, teóricamente, incitaría a una mayor participación laboral y un *efecto desánimo*, que tendería a reducir la participación adolescente. De acuerdo con nuestras estimaciones, el *efecto ganancia relativa* resulta ser positivo pero de muy escasa magnitud. Por su parte, el *efecto desánimo* se ha mostrado bastante sensible a la versión del modelo empleada, presentando, en todo caso, el signo previsto, pero magnitudes absolutas diferentes. De acuerdo con esto, una elevación en el 10% del mínimo salarial reduciría la participación adolescente en un 2% (según el modelo que capta un mayor *efecto desánimo*) o la mantendría prácticamente inalterada (de acuerdo con la versión alternativa). Nuestras estimaciones permiten, por último, inferir el efecto del salario mínimo sobre la tasa de paro adolescente. Según la versión del modelo empleada, un aumento del 10% en el salario mínimo generaría una elevación global de la tasa de paro adolescente entre 0,2 y 1 puntos porcentuales. La divergencia entre ambos valores se asocia, también, a la forma diferente en que los modelos captan el *efecto desánimo*.

BIBLIOGRAFÍA

Baker, M., Benjamin, D. y Stanger, S. (1999): "The Highs and Lows of the Minimum Wage Effect: A Time-Series Cross-Section Study of the Canadian Law"; *Journal of Labor Economics*, 17(2), pp. 318-50.

Becker, G.S. (1993): *A Treatise on the Family*, 3rd edition, Harvard University, Cambridge (MA).

Brown, Ch., Gilroy, C. y Kohen, A. (1982): "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment"; *Journal of Economic Literature*, 20, pp. 487-528.

Brown, Ch., Gilroy, C. y Kohen, A. (1983): "Time Series Evidence on the Effect of the Minimum Wage on Youth Employment and Unemployment"; *Journal of Human Resources*, 18, pp. 3-31.

Dolado, J., Kramarz, F., Machin, S., Manning, A. y Teulings, C. (1996): "The Economic Impact of Minimum Wages in Europe"; *Economic Policy*, 23, pp.317-372.

Dolado, J. J. y Felgueroso, F. (1997): "Los Efectos del Salario Mínimo: Evidencia Empírica para el Caso Español"; *Moneda y Crédito*; 204, pp. 213-263.

Dolado, J. Felgueroso, F. y Jimeno (1999): "Los Problemas del Mercado de Trabajo Juvenil en España: Empleo, Formación y Salarios Mínimos"; Ekonomiaz; 43, pp.136-157.

González Güemes, I. (1997): "Los Efectos del Salario Mínimo sobre el Empleo de Adolescentes, Jóvenes y Mujeres: Evidencia Empírica para el Caso Español"; *Cuadernos Económicos de ICE*; 63, pp.31-48.

González Güemes, I. y Pérez Domínguez, C. (2001): "Equating out Minimum Wages in Spain by Age"; *Estudios sobre la Economía Española, serie: Economía del Trabajo y Política Social*, número 96. Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA).

Kaitz, H. B. (1970): "Experience of the Past: The National Minimum"; en *Youth Unemployment and Minimum Wages*, Bulletin 1657, U. S. Department of Labor; Bureau of Labor Statistics; Washington, D. C., pp. 30-54.

Partridge, M. y Partridge, J.(1998): "Are Teen Unemployment Rates Influenced by State Minimum Wage Laws?"; *Growth and Change*; 29 (4), pp. 359-82.

Pérez Domínguez, C. (1995): "Los Efectos del Salario Mínimo sobre el Empleo y el Desempleo: Evidencia Empírica para España"; *Actas de las I Jornadas de Economía Laboral*, Alcalá de Henares.

Sargan, J.D. (1976): "Testing for Misspecification after Estimating using Instrumental Variables". Unpublished paper, London School of Economics.

Wellington, A. J. (1991): "Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update"; The Journal of Human Resources, vol. XXVI, pp. 27-46.

Abstract

In this paper we try to measure the effect that Spanish minimum wage (Salario Mínimo Interprofesional –SMI-) has on Spanish teenagers' unemployment rate. We use a simultaneous equation model in witch we take into account the teenager employment and participation rates. We also consider the interrelation between these both variables. We have used a sample survey of quarterly data for the last 20 years that includes the homogenization of de SMI for groups of ages that took place during the nineties.

Asociación Española de Economía
y Finanzas Internacionales

UNIVERSIDAD DE
CASTILLA - LA MANCHA
FACULTAD DE DERECHO Y CIENCIAS SOCIALES
Ciudad Real

VIII JORNADAS DE ECONOMÍA INTERNACIONAL

Ciudad Real, 25, 26 y 27 de junio de 2003

Solicitud de trabajos

La Asociación Española de Economía y Finanzas Internacionales y la Facultad de Derecho y Ciencias Sociales de la Universidad de Castilla-La Mancha en Ciudad Real, organizan las VIII Jornadas de Economía Internacional, que tendrán lugar los días 25, 26 y 27 de junio de 2003.

Las Jornadas de Economía Internacional están abiertas a la participación de investigadores en las distintas áreas de la Economía Internacional. El Comité Organizador solicita el envío de trabajos, originales y no publicados, para su exposición en las Jornadas. Los trabajos se enviarán por correo electrónico, **en formato PDF** y antes del **15 de marzo de 2003**, a la atención del Secretario del Comité Científico, Simón Sosvilla Rivero. En función del tema, los trabajos se enviarán a una de las direcciones siguientes:

- **Jornadas.comteo@fedea.es** - Comercio e integración (aspectos teóricos)
- **Jornadas.comapli@fedea.es** - Comercio e integración (aplicaciones empíricas)
- **Jornadas.macteo@fedea.es** - Macroeconomía abierta y finanzas internacionales (aspectos teóricos)
- **Jornadas.macapli@fedea.es** - Macroeconomía abierta y finanzas internacionales (aplicaciones empíricas)

Los trabajos que se reciban serán sometidos a un proceso de evaluación por parte del Comité Científico, cuyas decisiones se comunicarán no más tarde del **30 de abril de 2003.**

La información referente a las Jornadas se podrá consultar en la página web **http://www.uclm.es/viiijornadas.** Para cualquier aclaración adicional, se ruega contactar con el Comité Organizador en la Facultad de Derecho y Ciencias Sociales de Ciudad Real, en las direcciones de correo electrónico **oscar.bajo@uclm.es** (Oscar Bajo Rubio) o **carmen.diazroldan@uclm.es** (Carmen Díaz Roldán).