

SENSIBILIDAD DE LAS ESTIMACIONES DEL RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN A LA ELECCIÓN DE INSTRUMENTOS Y DE FORMA FUNCIONAL

Autores: *María Arrazola* ^(a) (*)

José de Hevia ^(b) (*)

P. T. N.º 26/02

(*) Agradecemos al Instituto de Estudios Fiscales la ayuda financiera que nos ha proporcionado para la realización de esta investigación.

(a) Dpto. de Estadística y Econometría , UCIII de Madrid, c/Madrid 126, 28903 Getafe (Madrid), marrazol@est-econ.uc3m.es.

(b) Dpto. de Estadística y Econometría, UCIII de Madrid, c/Madrid 126, 28903 Getafe (Madrid), jhevia@est-econ.uc3m.es.

N.B.: Las opiniones expresadas en este trabajo son de la exclusiva responsabilidad de los autores, pudiendo no coincidir con las del Instituto de Estudios Fiscales.

Desde el año 1998, la colección de Papeles de Trabajo del Instituto de Estudios Fiscales está disponible en versión electrónica, en la dirección: ><http://www.minhac.es/ief/principal.htm>.

Edita: Instituto de Estudios Fiscales

N.I.P.O.: 111-02-004-2

I.S.S.N.: 1578-0252

Depósito Legal: M-23772-2001

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
 2. DATOS E INSTRUMENTOS
 3. RESULTADOS
 4. CONCLUSIONES
- APÉNDICE I. DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES
- APÉNDICE II. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS
- REFERENCIAS

RESUMEN

El objetivo de este estudio es presentar evidencia para el caso español sobre la sensibilidad de las estimaciones por variables instrumentales del rendimiento de la educación a los instrumentos y forma funcional empleados. Los resultados obtenidos muestran poca sensibilidad de las estimaciones a la elección del instrumento.

JEL classification: I21; J24.

Palabras clave: Rendimiento de la educación; LATE; Variables instrumentales.

1. INTRODUCCIÓN

El análisis de los rendimientos asociados a la inversión en educación ha sido constante en la literatura económica. Estas tasas de rendimiento han sido estimadas habitualmente empleando la ecuación propuesta por Mincer (1974) que establece una relación entre el logaritmo de los salarios y los años de educación, la experiencia laboral y su cuadrado. Bajo ciertos supuestos, el parámetro ligado a la educación se puede interpretar como la tasa de rendimiento de un año adicional de estudios.

En el modelo empírico minceriano, la estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) del rendimiento es sesgada debido a la endogeneidad de la educación. Las dos principales fuentes de sesgo son el “sesgo de habilidad”, que haría que MCO sobreestimara el verdadero rendimiento si los individuos con más capacidad para generar ingresos son también los que adquieren mayores niveles educativos, y el “sesgo de error de medida en la educación”, que haría que la estimación MCO del rendimiento estuviera sesgada a la baja.

Existe una enorme cantidad de literatura reciente centrada en la corrección de dichos sesgos utilizando técnicas de variables instrumentales (VI) que emplean como instrumentos variables que reflejan algún cambio exógeno o algún tipo de intervención que modifica la decisión educativa de los individuos pero no sus ingresos. Así, por ejemplo, como instrumento de la educación Card (1994) utiliza la proximidad de un instituto en la zona de residencia, Harmon y Walker (1995) emplean cambios en la edad de finalización de la educación obligatoria, Uusitalo (1999) y Trostel *et al.* (2002) variables que reflejan los antecedentes familiares del individuo, Brunello (2000) una medida de la aversión al riesgo y Fersterer y Winter-Ebmer (2000) si el individuo fuma o no [véase Card (1999) y (2000) para una revisión completa de la literatura]. El resultado que se suele obtener es que la estimación VI del rendimiento es superior a la de MCO.

Este resultado ha generado mucha discusión en la literatura dado que a priori se podría pensar que el “sesgo de habilidad” es más relevante que el “sesgo de error de medida” y que, por tanto, MCO no debería estar por debajo de VI. Una posible explicación es que el “sesgo de habilidad” sea más pequeño de lo que se piensa y que predomine el sesgo a la baja del error de medida (ver Griliches, 1977). Otra posible explicación, sugerida en Card (1999) y (2000), es que si existe heterogeneidad en los rendimientos, VI no nos proporciona el rendimiento marginal medio de la población sino una media ponderada de los rendimientos de aquellos individuos cuyas decisiones de educación se vieron afectadas por el fenómeno que refleja el instrumento. Como la mayoría de los instrumentos empleados en la literatura recogen fenómenos que es más proba-

ble que afecten a las decisiones educativas de individuos que en caso contrario hubieran tenido un nivel educativo bajo, si estos individuos tienen un rendimiento más alto que la media es razonable que los rendimientos estimados por VI sean mayores que el rendimiento marginal medio de la población y, potencialmente, que los estimados por MCO.

Esta interpretación de las diferencias entre VI y MCO es consistente con la interpretación de la estimación VI como un "local average treatment effect" (LATE), propuesta por Imbens y Angrist (1994) y Angrist e Imbens (1995), de que cuando un fenómeno que afecta sólo a un subgrupo de la población se emplea para generar un instrumento, la estimación VI nos proporciona el rendimiento de dicho grupo, no el rendimiento medio de la población. De acuerdo con esta interpretación, si los rendimientos de la educación son heterogéneos, estrategias de identificación igualmente válidas que afecten a diferentes subgrupos de individuos generarán diferentes estimaciones de los rendimientos. Desde un punto de vista de evaluación de políticas económicas, podría pensarse que tiene mayor interés disponer de una estimación del rendimiento medio de la población que del LATE, pero este último nos proporciona el rendimiento medio del grupo afectado por el instrumento, lo que puede ser precisamente el parámetro de interés si, por ejemplo, el instrumento refleja una reforma educativa.

La evidencia empírica sobre los efectos de instrumentos que afecten a diferentes subgrupos de la población es escasa y no muy concluyente. Harmon y Walker (1999) buscan instrumentos que afecten a las decisiones educativas de los extremos de la distribución de la educación con objeto de contrastar si los rendimientos obtenidos con los distintos instrumentos son muy diferentes y encuentran, para el Reino Unido, que en la especificación minceriana clásica las estimaciones son relativamente estables con respecto a la elección de instrumentos, pero que cuando introducen no linealidades en el efecto de la educación los resultados son más sensibles a la elección de instrumentos. Ichino y Winter-Ebmer (1999), empleando un modelo lineal en la educación, encuentran evidencia para Alemania que sugiere que los rendimientos de la educación son heterogéneos y que las estimaciones obtenidas dependen de los instrumentos empleados por lo que la interpretación de las estimaciones de VI como LATE tiene sentido.

En este contexto, nuestro objetivo será aportar nueva evidencia sobre la sensibilidad de las estimaciones a la elección de instrumentos, centrándonos en el caso de España. Se partirá del modelo tradicional de capital humano, que relaciona el logaritmo de los ingresos con la educación y una función de la experiencia y se compararán los resultados que se obtengan al estimar ecuaciones de ingresos por MCO y por VI, empleando distintos instrumentos que potencialmente puedan afectar a diferentes segmentos de la distribución de la educación, en la línea de los trabajos de Ichino y Winter-Ebmer (1999) y Harmon y Walker

(1999) anteriormente citados. Así mismo, como en la literatura empírica de rendimientos se han considerado diferentes especificaciones de la ecuación de ingresos en cuanto al orden del polinomio de la experiencia o en cuanto a incluir en vez de la experiencia la edad, también se analizará la sensibilidad de los resultados a especificaciones alternativas.

Este trabajo consta de otras tres secciones: en el apartado dos se describen los datos e instrumentos empleados en el análisis, en el apartado tres se presentan los resultados y por último, en el apartado cuarto se recogen las principales conclusiones.

2. DATOS E INSTRUMENTOS

Los datos empleados para el análisis proceden del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE) para 1994. La información que se maneja corresponde a hombres asalariados con edad entre 16 y 65 años que trabajan más de 15 horas a la semana¹. La no disponibilidad de información sobre los instrumentos considerados para todos los individuos nos obliga a emplear tres muestras diferentes, por lo que antes de pasar a la descripción de dichas muestras merece la pena que describamos la naturaleza de los instrumentos que se van a emplear.

Los instrumentos utilizados son de dos tipos: los que de forma genérica podríamos denominar “institucionales”, en el sentido de que reflejan cambios en el marco del sistema educativo y los que recogen información sobre los antecedentes familiares. Respecto a los primeros, se considerarán dos instrumentos que reflejan si los individuos vivieron o no los cambios en el marco educativo que supusieron, por un lado, la catástrofe de la Guerra Civil Española y por otro, la promulgación en 1970 de La Ley General de la Educación (LGE). Respecto a los segundos, consideraremos el nivel educativo del padre y de la madre. Además de estos dos tipos de instrumentos, siguiendo a Trostel *et al.* (2002) y debido a su disponibilidad para una gran parte de los individuos de nuestra base de datos, también consideraremos como instrumento el nivel educativo del cónyuge.

A priori, y en línea con lo sugerido por Card (1999) y (2000) e Ichino y Winter-Ebmer (1999), se espera que fenómenos como la Guerra Civil o la LGE puedan afectar a las decisiones educativas de individuos con elevados costes y rendimientos marginales. En concreto, puede pensarse que la Guerra Civil

¹ Sólo se emplean datos de hombres para evitar los problemas de sesgo de selección por no participación en el mercado laboral que pueden surgir en el caso de las mujeres (véase Arrazola y Hevia, 2001)

afectó a personas con altos costes marginales que gracias a su alto rendimiento hubieran estudiado en ausencia de dicha guerra, pero por el incremento de costes marginales (aumento de restricciones de liquidez) que supone una guerra dejaron de estudiar². Igualmente, la LGE pudo afectar a individuos con altos costes marginales que a pesar de su alto rendimiento no hubieran seguido estudiando de no ser por la disminución de costes que supuso la promulgación de dicha ley³. Respecto al nivel educativo del padre y de la madre, Ichino y Winter-Ebmer (1999) sugieren que los más afectados por este tipo de instrumentos pueden ser individuos con bajos costes y rendimientos marginales, que de no tener sus padres un nivel educativo elevado no hubieran seguido estudiando.

Si todas estas conjeturas fueran ciertas y de acuerdo con la interpretación LATE de la estimación de VI, al emplear instrumentos del tipo de la LGE o la Guerra Civil obtendríamos estimaciones del rendimiento de personas con alto rendimiento, mientras que empleando como instrumento las variables de antecedentes familiares obtendríamos estimaciones para el grupo de individuos con bajo rendimiento. En cualquier caso, hay que tener claro que los instrumentos podrían afectar a más de un subgrupo de la población (con alto, medio o bajo rendimiento marginal), y que lo que se obtiene al estimar por VI es una media ponderada de los rendimientos de aquellos individuos cuyas decisiones de educación se hayan visto alteradas por el fenómeno que refleja el instrumento.

Como se comentó anteriormente, dado que la información sobre antecedentes familiares y sobre el cónyuge no está disponible para todos los individuos, se han empleado tres muestras para la realización de las estimaciones dependiendo de la disponibilidad de datos. La primera muestra (muestra I) está constituida por todos los individuos para los que se dispone de toda la información básica necesaria para construir las variables empleadas en la estimación (salarios, educación, edad, experiencia y región de residencia) cuando no se consideran los antecedentes familiares o el nivel educativo del cónyuge. En total disponemos de datos de 3.367 hombres.

En PHOGUE no se pregunta sobre los antecedentes familiares, lo que nos impide conocer dichos antecedentes para todos los individuos. No obstante,

² Existen muchas razones por las que una guerra puede añadir restricciones en la toma de decisiones de educación: dificultades para el acceso físico a los colegios, la disminución de los medios económicos de los colegios o la necesidad de que los niños abandonen la escuela para contribuir al sustento familiar. Para más detalles respecto al impacto sobre la educación de la Guerra Civil Española, véase Arrazola y Hevia (2001).

³ Existen muchas razones por las que, al menos a priori, la promulgación y puesta en marcha de la LGE de 1970 pudo provocar una reducción de las restricciones bajo las que tomaron las decisiones de educación los individuos. Por ejemplo: la implantación de la gratuidad y obligatoriedad de la enseñanza básica, el incremento de medios para la enseñanza, la eliminación de los exámenes de reválida que existían para completar los ciclos, etc. Para más detalles respecto al impacto sobre la educación de la LGE, véase Arrazola y Hevia (2002).

esta información se puede conocer de forma indirecta para algunas personas. Dado que en PHOGUE se dispone de información individualizada de todos los miembros del hogar y de las relaciones de parentesco entre ellos, se pueden conocer los antecedentes familiares de aquellos individuos que conviven con sus padres. De este modo se ha construido a partir de los 3.367 hombres de la muestra I, una submuestra de 616 hombres (muestra II) para los que se dispone de la información de la madre y del padre.

Igualmente, se ha elaborado una tercera muestra de aquellos individuos de los que disponíamos de la información sobre su cónyuge, obtenida igualmente a partir de la información sobre datos del hogar. La muestra III está constituida por 2.391 individuos.

En el Apéndice I se recogen las definiciones de todas las variables empleadas en el análisis y en el Apéndice II se presentan los estadísticos descriptivos de las tres muestras empleadas. Dadas las diferentes características de cada una de las muestras, ha de quedar claro que los resultados obtenidos con cada una de ellas no son directamente comparables. Así por ejemplo, los individuos de la muestra II son en comparación a los de la muestra I y III mucho más jóvenes en media lo que a su vez explica que tengan mucha menos experiencia laboral. El nivel educativo medio es similar en las tres muestras aunque la dispersión es mucho menor en la muestra II.

3. RESULTADOS

Con objeto de analizar la sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación a los instrumentos y a la forma funcional empleados, se han realizado estimaciones de ecuaciones de ingresos que relacionan el logaritmo del salario con la educación y diferentes variables de control dependiendo de los casos: distintos polinomios de experiencia laboral o edad, variables de región de residencia y variables de antecedentes familiares o del cónyuge. Las estimaciones se han llevado a cabo por MCO y por VI empleando los instrumentos descritos en el apartado anterior.

En la Tabla I se presentan los resultados de las estimaciones del rendimiento de la educación realizadas con la muestra I. Como ya se dijo en el apartado anterior no contamos con datos sobre cónyuge o antecedentes familiares para todos los 3.367 individuos que constituyen esta muestra, por lo que no se pueden emplear como instrumentos ni como control variables de este tipo. Se han realizado estimaciones incluyendo como control variables de región y diferentes polinomios de la experiencia laboral (de orden uno a tres) tanto por MCO como por VI. En la estimación de VI se han empleado los instrumentos de tipo “institucional”, en concreto, se emplean dos variables ficticias LGE y Guerra que

tratan de reflejar los cambios en la educación que supusieron la Ley General de Educación de 1970 y la Guerra Civil Española respectivamente.

Las estimaciones por MCO del rendimiento de la educación son poco sensibles al polinomio de la experiencia que se incluya como control ya que oscilan entre el 6,8 y el 6,4%, cosa que no ocurre con las de VI que, tanto si empleamos LGE como Guerra, varían según cual sea la forma funcional empleada. Si nos centramos en la forma funcional más habitual en la literatura, que es la de un polinomio de orden dos en la experiencia, se observa, por un lado, que los resultados obtenidos, estimaciones VI del rendimiento superiores a las de MCO, están en plena consonancia con lo habitual en la literatura empírica de rendimientos y, por otro lado, que la estimación VI del rendimiento es del 8% tanto si empleamos como instrumento LGE como si empleamos Guerra.

Un aspecto fundamental en las estimaciones de VI es la calidad y validez de los instrumentos empleados por lo que es especialmente importante tratar de validar los instrumentos, para lo que se han utilizado los contrastes sugeridos en Bound, Jaeger y Baker (1995). En concreto en la Tabla I se presentan el “F de instrumentos excluidos” y el “R² parcial del instrumento”. Parece claro que tanto LGE como Guerra son instrumentos adecuados, pues el valor de la “F de instrumentos excluidos” permite rechazar en ambos casos y para todas las formulaciones la hipótesis de que dicha variable no determine el nivel educativo, y el valor del “R² parcial del instrumento” es superior a los que habitualmente se obtienen en la literatura.

Con objeto de analizar la sensibilidad de nuestros resultados, tanto en lo que se refiere a MCO versus VI como a la variación según la forma funcional empleada, se pensó en utilizar un instrumento de otro tipo, ya que, tal y como se comentó en el apartado anterior, tanto LGE como Guerra son instrumentos de cohorte que aunque seleccionen a diferentes generaciones pueden estar afectando al mismo tipo de individuos y resultando igual de sensibles a cambios en la especificación de la experiencia. Como ya se ha dicho, aunque lo más habitual en la literatura de rendimiento ha sido emplear o bien instrumentos del tipo de los dos anteriores o bien variables que recogieran los antecedentes familiares de los individuos, otra posibilidad es utilizar como instrumento el nivel educativo del cónyuge. Como ya se comentó en el apartado de los datos, la muestra de individuos para los que contamos con datos de antecedentes familiares es sólo de 616 individuos (muestra II), mientras que tenemos los datos del cónyuge de 2.391 individuos (muestra III), por lo que aunque este instrumento es menos frecuente en la literatura, se decidió emplearlo.

En la Tabla 2 se presentan los resultados de la estimación del rendimiento de la educación para la muestra III tanto por MCO como por VI empleando como instrumento, además de LGE y Guerra, la variable Educación del Cónyuge. Tanto para las estimaciones de MCO como para las de VI con LGE y Guerra se

ha empleado como control, además de polinomios de la experiencia y variables de región, la variable Educación del Cónyuge, en la línea de lo sugerido por Card (1999) para las variables de antecedentes familiares. Para los tres instrumentos y para todas las especificaciones se presentan los resultados del “F de instrumentos excluidos” y del “R² parcial del instrumento” que apoyan la validez de los instrumentos.

Respecto a las estimaciones por MCO del rendimiento de la educación hay que señalar que, al igual que ocurría con la muestra I, son poco sensibles al polinomio de la experiencia que se incluya como control. Además, la inclusión como control de la variable Educación del Cónyuge reduce el valor estimado del rendimiento, de aproximadamente un 6,5 a un 6%, el mismo efecto que se observa en otros trabajos con las variables de antecedentes familiares (véase Card, 1999).

En las estimaciones de VI con LGE y Guerra la variable Educación del Cónyuge sólo es significativa cuando se incluye como control el polinomio de orden uno de la experiencia. Con la evidencia disponible no podemos sacar conclusiones sobre su efecto, ya que mientras que en el caso de LGE su inclusión genera un aumento del rendimiento (9,1 frente a 10%) en el caso de Guerra la estimación del rendimiento disminuye (5,3 frente a 4,2%).

Al igual que ocurría cuando empleábamos la muestra I, las estimaciones de VI con Guerra y LGE son sensibles a la especificación del polinomio de la experiencia. Sin embargo, no ocurre lo mismo cuando se emplea como instrumento la variable Educación del Cónyuge, lo que puede hacer pensar que esa sensibilidad vaya ligada al hecho de que la variable instrumental sea o no de cohorte.

Si nos centramos en la especificación estándar cuadrática en experiencia también se observa que las estimaciones VI son mayores que las de MCO, obteniéndose un rendimiento del 5,9% por MCO (con control por educación del cónyuge) frente a un rendimiento entre el 7 y el 8% por VI (un 6,8% con LGE, un 7,9% con Guerra, ambos con control por educación del cónyuge, y un 7,7% con Educación del Cónyuge). Hay que destacar que este resultado que se obtiene al comparar MCO con VI se mantiene tanto con la muestra I como con la III para todos los instrumentos y todas las especificaciones excepto para Guerra con polinomio de orden uno en experiencia.

En la Tabla 3 se presentan los resultados de la estimación del rendimiento de la educación para la muestra II, es decir, para los 616 individuos para los que disponemos de información sobre su padre y su madre. Las estimaciones se realizan tanto por MCO como por VI empleando como instrumentos LGE, Educación de la Madre y Educación del Padre. Para esta submuestra no podemos emplear como instrumento la variable Guerra porque la mayoría de los individuos que la forman son jóvenes y no han vivido la Guerra Civil Española. Tanto para las estimaciones de MCO como para las de VI con LGE se han empleado como control, además de polinomios de la experiencia y variables de región, las

variables Educación del Padre y Educación de la Madre, aunque no son significativas ni individual ni conjuntamente en ninguna de las especificaciones ni su inclusión afecta al valor del rendimiento estimado. Asimismo, para los tres instrumentos y para todas las especificaciones se presentan los resultados del “F de instrumentos excluidos” y del “ R^2 parcial del instrumento” que apoyan la validez de los instrumentos.

Al igual que con las otras dos muestras empleadas, la estimación MCO del rendimiento no es sensible a la forma funcional estando siempre alrededor del 5,3-5,4%. Al igual que ocurría con Educación del Cónyuge, si empleamos como instrumentos Educación de la Madre o Educación del Padre, tampoco se observan variaciones importantes en el rendimiento ante cambios en la especificación del polinomio de la experiencia, obteniéndose unos rendimientos que oscilan entre el 7,7 y el 8,1% con Educación de la Madre y entre el 7,1 y el 7,6% con Educación del Padre. Por el contrario, y al igual que nos ocurría con las otras dos muestras, cuando empleamos como instrumento LGE los resultados sí que son sensibles a la especificación utilizada, con rendimientos que oscilan entre el 5,6 y el 8,8%. Nuestros resultados con las tres muestras parecen indicar que las estimaciones de los rendimientos sólo son sensibles a la especificación de la experiencia cuando se realizan estimaciones de VI empleando instrumentos de cohorte.

Cuando comparamos los rendimientos estimados por MCO y por VI con instrumentos que reflejan los antecedentes familiares, obtenemos la estimación VI siempre supera a la de MCO. Sin embargo, cuando el instrumento empleado es LGE, el rendimiento sólo es superior al de MCO para el caso del polinomio de orden tres de experiencia. Este resultado difiere de los obtenidos con las otras dos muestras en las que con independencia de la forma funcional, la estimación VI con LGE siempre superaba a la de MCO, si bien las estimaciones obtenidas con las tres submuestras no son directamente comparables ya que agrupan a individuos con diferentes características (ver en el Apéndice II los estadísticos descriptivos de las muestras I, II y III).

En muchos trabajos empíricos se emplean como control polinomios de edad en vez de polinomios de experiencia y se suele considerar que el único efecto que ello tiene es reducir la magnitud del rendimiento estimado. Con objeto de analizar este extremo se realizaron las estimaciones presentadas en la Tabla 4, equivalentes a las de la Tabla 3 pero empleando polinomios de edad en vez de polinomios de experiencia.

Efectivamente el único efecto sobre las estimaciones de MCO y de VI con Educación de la Madre y Educación del Padre es que se produce una disminución en el rendimiento estimado, pero los resultados siguen siendo poco sensibles a la especificación del polinomio de la edad y las estimaciones VI siguen siendo superiores a las de MCO. Sin embargo, cuando se emplea como instru-

mento LGE los resultados con edad son muy diferentes a los obtenidos con experiencia. Este resultado confirma lo obtenido hasta ahora de la sensibilidad de las estimaciones con instrumentos de cohorte a la especificación de la ecuación de ingresos.

Por otro lado, en muchos trabajos las variables instrumentales de antecedentes familiares empleadas son de naturaleza binaria. Con objeto de analizar hasta qué punto este extremo puede ser relevante en los resultados obtenidos se realizaron las estimaciones que se presentan en la Tabla 5, en la que se emplean como instrumentos las variables Secundaria-madre y Secundaria-padre que son variables ficticias que reflejan si los padres tenían al menos estudios de secundaria. Como puede observarse, los resultados apenas varían respecto al caso de las variables continuas. Únicamente se observa una ligera elevación del rendimiento (sobre todo con el nivel educativo del padre) y algo más de sensibilidad a la especificación de la experiencia.

4. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado, para el caso español, la sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación al instrumento y variables de control que se emplean. Las regularidades que se observan son:

- Las estimaciones del rendimiento sólo son sensibles a la especificación del polinomio de experiencia y al empleo de edad o experiencia como control cuando se utilizan instrumentos de cohorte.
- Con independencia de los instrumentos empleados las estimaciones VI del rendimiento son prácticamente siempre mayores que las de MCO.
- Los rendimientos estimados por VI con instrumentos de antecedentes familiares no son sistemáticamente inferiores a los obtenidos con LGE o Guerra. Este resultado no concordaría con la sugerencia de Ichino y Winter-Ebmer (1999) de que los instrumentos de familia afectan a individuos con bajo rendimiento. Aunque hay que tener en cuenta que, como sugiere Card (1999) las estimaciones de VI con instrumentos de antecedentes familiares podrían estar sesgadas al alza.

Por tanto, nuestros resultados están en consonancia con lo que se obtiene habitualmente en la literatura de que las estimaciones VI del rendimiento son superiores a las de MCO con independencia del tipo de instrumento que se utilice. Haciendo una interpretación del estimador VI como LATE, los resultados sugieren que los tres tipos de instrumentos seleccionan a la misma clase de individuos.

APÉNDICE I. DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

A partir de la información contenida en el Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE), las variables empleadas en el análisis se construyeron del siguiente modo:

Salario neto hora.—Se construye a partir de la información disponible en PHOGUE sobre el número de horas trabajadas a la semana y los ingresos mensuales netos procedentes del trabajo por cuenta ajena. Se considera que el número de semanas que tiene un mes es 4,3452.

Educación.—PHOGUE proporciona información sobre el nivel de estudios más alto completado por el individuo y asigna a cada nivel de estudios un valor numérico que recoge aproximadamente el número de años necesarios para completarlo. Así, la variable empleada toma valor 2 para analfabetos y sin estudios, 5 para estudios primarios, 8 para primer nivel de secundaria, 9 para formación profesional de primer grado, 11 para la de segundo grado, 12 para segundo nivel de enseñanza secundaria, 15 para títulos universitarios de ciclo corto y 17 para título universitario de ciclo largo y postgrados.

Experiencia.—Se construye, a partir de la información disponible en PHOGUE como la diferencia entre la edad del individuo y la edad en la que el individuo dice que comenzó su vida laboral. En la construcción de esta variable se impone que no supere la diferencia entre la edad de jubilación (65 años) y los años de estudio.

Edad.—Es la edad en años del individuo.

Educación de la madre.—PHOGUE proporciona información a nivel de hogar por lo que es posible determinar para aquellos individuos que conviven con su madre cuál es el nivel de estudios más alto completado por ella. Los valores que toma esta variable son los mismos que los anteriormente descritos para la variable Educación.

Secundaria-madre.—Se definió una variable ficticia que toma valor unitario cuando la educación de la madre supera o es igual a 9.

Educación del padre.—PHOGUE proporciona información a nivel de hogar por lo que es posible determinar para aquellos individuos que conviven con su padre cuál es el nivel de estudios más alto completado por éste. Los valores que toma esta variable son los mismos que los anteriormente descritos para la variable Educación.

Secundaria-padre.—Se definió una variable ficticia que toma valor unitario cuando la educación del padre supera o es igual a 9.



Educación del cónyuge.—PHOGUE proporciona información a nivel de hogar por lo que es posible determinar para aquellos individuos que conviven con su pareja cuál es el nivel de estudios más alto completado por ésta. Los valores que toma esta variable son los mismos que los anteriormente descritos para la variable Educación.

Otras características de los individuos

Región de residencia.—PHOGUE agrupa en siete las posibles regiones de residencia: Noroeste, Noreste, Madrid, Centro, Este, Sur y Canarias. Para el análisis empírico se creó una variable ficticia para cada posible región de residencia que tomaba valor 1 si el individuo residía en dicha región y 0 en caso contrario.

LGE.—Es una variable ficticia que trata de separar a los individuos que dada su edad se pudieron ver afectados en su educación por la promulgación de la Ley General de la Educación de 1970. Toma valor 1 para aquellos individuos que en 1994 tenían 29 años o menos y 0 para el resto.

Guerra.—Es una variable ficticia que trata de recoger si los individuos se vieron afectados por la Guerra Civil Española en su formación. Toma valor 1 para aquellos individuos que en 1994 tenían menos de 49 años y 0 para el resto.

APÉNDICE II. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

Tabla A.II.1
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS MUESTRA I

	Salario/hora		Experiencia		Edad		Nivel educativo		Número de individuos
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	
LGE									
SI	561,0	241,0	16,4	13,9	24,4	13,4	8,7	3,1	1.855
NO	873,9	477,3	26,4	10,9	43,5	19,1	8,7	4,5	2.512
Guerra Civil									
SI	884,2	509,0	38,8	16,7	54,9	14,2	7,2	4,6	1.767
NO	767,9	428,7	16,2	19,4	33,9	18,2	9,1	3,9	2.600
Total	794,4	450,8	21,3	13,0	38,6	11,5	8,7	4,2	3.367

Tabla A.II.2
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS MUESTRA II

	Salario/hora		Experiencia		Edad		Nivel educativo		Nivel educativo madre		Nivel educativo padre		Número de individuos
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	
LGE													
SI	530,4	234,3	5,1	3,4	23,4	3,3	8,9	3,0	5,0	2,5	5,5	3,2	511
NO	681,2	355,7	15,3	7,6	34,5	5,3	9,3	4,3	4,2	2,1	4,8	3,1	105
Nivel educativo madre													
< 9 años de estudio	549,6	258,8	7,0	5,9	25,3	5,5	8,8	3,2	—	—	—	—	585
≥ 9 años de estudio	677,4	343,3	4,3	4,1	24,5	6,0	11,9	3,9	—	—	—	—	31
Nivel educativo padre													
< 9 años de estudio	540,1	245,7	7,1	5,9	25,3	5,6	8,7	3,1	—	—	—	—	552
≥ 9 años de estudio	693,7	367,7	4,7	4,3	25,2	5,4	11,4	3,9	—	—	—	—	64
Total	556,1	264,8	6,7	5,8	25,3	5,6	9,0	3,3	4,8	2,4	5,4	3,2	616

Tabla A.II.3
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS MUESTRA III

	Salario/hora		Experiencia		Edad		Nivel educativo		Nivel educativo cónyuge		Número de individuos
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	
LGE											
SI	637,5	259,8	9,8	3,3	27,0	2,0	8,7	3,0	8,7	3,4	197
NO	889,1	473,3	27,1	10,6	44,0	8,9	8,7	4,5	7,9	4,0	2.194
Guerra Civil											
SI	888,3	481,4	38,8	6,6	54,8	4,2	7,3	4,6	6,1	3,7	700
NO	860,2	457,4	20,3	7,8	37,6	6,2	9,1	4,4	8,7	4,0	1.691
Nivel educativo cónyuge											
< 9 años de estudio	767,4	354,3	28,9	11,0	44,5	9,9	7,0	3,5	—	—	1.623
≥ 9 años de estudio	1081,8	583,2	19,0	8,5	38,6	7,9	12,1	4,0	—	—	768
Total	868,4	464,7	25,7	11,3	42,6	9,7	8,6	4,4	7,9	4,1	2.391

Tabla 1
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN CON LA MUESTRA I

	MCO			VI: LGE			VI: Guerra Civil		
Educación	0,068 (0,002)	0,064 (0,002)	0,064 (0,002)	0,121 (0,007)	0,080 (0,007)	0,078 (0,007)	-0,069 ^(*) (0,043)	0,081 (0,011)	0,084 (0,010)
SE	0,429	0,420	0,419	0,477	0,424	0,423	0,681	0,425	0,426
Controles:									
Región	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Experiencia	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Experiencia ²		X	X		X	X		X	X
Experiencia ³			X			X			X
F inst. excluidos	—	—	—	409,130	327,610	331,312	15,665	90,516	98,426
R ² parcial inst.	—	—	—	0,1085	0,089	0,090	0,005	0,026	0,028
N	3.367	3.367	3.367	3.367	3.367	3.367	3.367	3.367	3.367

(*) No significativo al 10%.

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas por el procedimiento de White.

Tabla 2
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN CON LA MUESTRA III

	MCO						VI: LGE					
Educación	0,066 (0,002)	0,060 (0,003)	0,065 (0,002)	0,059 (0,003)	0,065 (0,002)	0,059 (0,003)	0,091 (0,008)	0,100 (0,014)	0,072 (0,008)	0,068 (0,014)	0,074 (0,008)	0,072 (0,014)
SE	0,407	0,406	0,404	0,403	0,404	0,403	0,419	0,426	0,405	0,404	0,406	0,405
Controles:												
Región	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Educación Cónyuge		X		X		X		X		X ^(*)		X ^(*)
Experiencia	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Experiencia ²			X	X	X	X		X	X	X	X	X
Experiencia ³					X	X				X	X	X
F inst. excluidos	—	—	—	—	—	—	216,973	106,275	221,027	93,683	237,776	108,576
R ² parcial inst.	—	—	—	—	—	—	0,083	0,043	0,085	0,038	0,091	0,044
N	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391

(*) No significativo al 10%.

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas por el procedimiento de White.

Tabla 2
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN CON LA MUESTRA III (cont.)

	VI: Guerra						VI: Educación Cónyuge		
Educación	0,053 (0,012)	0,042 (0,018)	0,079 (0,010)	0,079 (0,014)	0,076 (0,010)	0,075 (0,014)	0,077 (0,004)	0,077 (0,004)	0,078 (0,004)
SE	0,410	0,410	0,408	0,408	0,407	0,406	0,410	0,407	0,407
Controles:									
Región	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Educación Cónyuge		X		X ^(*)		X ^(*)			
Experiencia	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Experiencia ²			X	X	X	X		X	X
Experiencia ³					X	X			X
F inst. excluidos	63,441	46,635	92,083	77,546	99,341	76,510	1.061,326	1.066,218	1.063,020
R ² parcial inst.	0,026	0,019	0,037	0,032	0,040	0,031	0,308	0,309	0,309
N	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391	2.391

(*) No significativo al 10%.

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas por el procedimiento de White.

Tabla 3
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN CON LA MUESTRA II

	MCO			VI: LGE			VI: Educación madre			VI: Educación padre		
Educación	0,054 (0,006)	0,053 (0,006)	0,053 (0,006)	0,056 (0,030)	0,057 (0,030)	0,088 (0,026)	0,077 (0,021)	0,081 (0,020)	0,081 (0,020)	0,071 (0,021)	0,074 (0,021)	0,076 (0,021)
SE	0,432	0,429	0,425	0,432	0,429	0,438	0,437	0,437	0,432	0,434	0,433	0,430
Controles:												
Región	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Familia ⁽¹⁾	X	X	X	X	X	X						
Experiencia	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Experiencia ²		X	X		X	X		X	X		X	X
Experiencia ³			X			X			X			X
F inst. excluidos	—	—	—	23,319	23,416	29,550	43,165	43,665	32,888	79,576	80,105	64,110
R ² parcial inst.	—	—	—	0,037	0,037	0,047	0,066	0,067	0,051	0,116	0,116	0,096
N	616	616	616	616	616	616	616	616	616	616	616	616

(1) Las variables empleadas son Educación del Padre y Educación de la madre. No son significativas ni individual ni conjuntamente al 10% en ninguno de los casos.

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas por el procedimiento de White.

Tabla 4
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN CON LA MUESTRA II (con edad)

	MCO			VI: LGE			VI: Educación madre			VI: Educación padre		
Educación	0,041 (0,006)	0,035 (0,006)	0,034 (0,006)	0,143 (0,061)	0,135 (0,071)	-0,006 ^(*) (0,096)	0,064 (0,017)	0,067 (0,017)	0,064 (0,016)	0,058 (0,018)	0,056 (0,018)	0,054 (0,018)
SE	0,426	0,418	0,414	0,522	0,508	0,429	0,431	0,427	0,423	0,429	0,421	0,417
Controles:												
Región	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Familia ⁽¹⁾	X	X	X	X	X	X						
Edad	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Edad ²		X	X		X	X		X	X		X	X
Edad ³			X			X			X			X
F inst. excluidos	—	—	—	5,438	4,182	2,247 ^(*)	61,644	67,388	66,243	98,005	95,570	93,277
R ² parcial inst.	—	—	—	0,009	0,007	0,002	0,092	0,100	0,098	0,139	0,136	0,133
N	616	616	616	616	616	616	616	616	616	616	616	616

(1) Las variables de nivel educativo del padre y de la madre no son significativas ni individual ni conjuntamente al 10% en ninguno de los casos.

(*) No significativo al 10%.

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas por el procedimiento de White.

Tabla 5
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN CON LA MUESTRA II
 (con instrumentos binarios)

	VI: Secundaria-madre (ficticia)			VI: Secundaria-padre (ficticia)		
Educación	0,079 (0,029)	0,083 (0,028)	0,087 (0,028)	0,081 (0,032)	0,085 (0,032)	0,088 (0,032)
SE	0,438	0,438	0,436	0,439	0,439	0,438
Controles:						
Región	X	X	X	X	X	X
Experiencia	X	X	X	X	X	X
Experiencia ²		X	X		X	X
Experiencia ³			X			X
F inst. excluidos	20,421	13,558	13,775	30,869	21,518	21,634
R ² parcial inst.	0,032	0,022	0,022	0,048	0,034	0,034
N	616	616	616	616	616	616

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas por el procedimiento de White.

REFERENCIAS

- ANGRIST, J. D. y G. W. IMBENS, (1995): Two-stage least squares estimation of average causal effects in models with variable treatment intensity, *Journal of the American Statistical Association*, 90 (430), pp. 431-442.
- ARRAZOLA, M. y J. DE HEVIA, (2001): "Rendimiento de la educación en España: nueva evidencia de las diferencias entre hombres y mujeres", *Papeles de Trabajo 24/01*, Instituto de Estudios Fiscales.
- (2002): "Evaluación económica de políticas educativas: una ilustración con la Ley General de Educación de 1970", mimeo.
- BOUND, J., D. JAEGER y R. BAKER, (1995): "Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and the exogenous explanatory variables is weak", *Journal of the American Statistical Association*, 90, pp. 443-450.
- BRUNELLO, G. (2000): "Absolute risk aversion and the returns to education" Discussion Paper N.º 192, IZA.
- CARD, D., (1994): "Using geographic variation in college proximity to estimate the return to schooling", Working Paper 4483, NBER.
- (1999): "The causal effect of education on earnings" en: Ashenfelter, O. y Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, North-Holland, Amsterdam.
 - (2000): "Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems", Working Paper 7769, NBER.
- FERSTERER, J. y R. WINTER-EBMER, (2000): "Smoking, discount rates and the returns to education", Discussion Paper N.º 126, IZA.
- GRILICHES, Z. (1977): "Estimating the returns to schooling: some econometric problems", *Econometrica*, 45 (1), pp. 1-22.
- HARMON, C. y I. WALKER, (1995): "Estimates of the economic return to schooling for the United Kingdom", *The American Economic Review* 85 (5), pp. 1278-1286.
- (1999): "The marginal and average returns to schooling in the UK", *European Economic Review*, 43, pp. 879-887.
- ICHINO, A. y R. WINTER-EBMER, (1999): "Lower and upper bounds of returns to schooling: an exercise in IV estimation with different instruments", *European Economic Review*, 43, pp. 889-901.
- IMBENS, G. y J. ANGRIST, (1994): "Identification and estimation of Local Average Treatment effects", *Econometrica*, 62(2), pp. 467-475.

- MINCER, J., (1974): *Schooling, experience and earnings*, National Bureau of Economic Research, New York.
- TROSTEL, P., I. WALKER y P. WOOLLEY, (2002): “Estimates of the economic return to schooling for 28 countries”, *Labour Economics*, 9(1), pp. 1-16.
- UUSITALO, R., (1999): “Return to education in Finland”, *Labour Economics* 6, pp.569-580.

NORMAS DE PUBLICACIÓN DE PAPELES DE TRABAJO DEL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

Esta colección de *Papeles de Trabajo* tiene como objetivo ofrecer un vehículo de expresión a todas aquellas personas interesadas en los temas de Economía Pública. Las normas para la presentación y selección de originales son las siguientes:

1. Todos los originales que se presenten estarán sometidos a evaluación y podrán ser directamente aceptados para su publicación, aceptados sujetos a revisión, o rechazados.
2. Los trabajos deberán enviarse por duplicado a la Subdirección de Estudios Tributarios. Instituto de Estudios Fiscales. Avda. Cardenal Herrera Oria, 378. 28035 Madrid.
3. La extensión máxima de texto escrito, incluidos apéndices y referencias bibliográficas será de 7000 palabras.
4. Los originales deberán presentarse mecanografiados a doble espacio. En la primera página deberá aparecer el título del trabajo, el nombre del autor(es) y la institución a la que pertenece, así como su dirección postal y electrónica. Además, en la primera página aparecerá también un abstract de no más de 125 palabras, los códigos JEL y las palabras clave.
5. Los epígrafes irán numerados secuencialmente siguiendo la numeración arábica. Las notas al texto irán numeradas correlativamente y aparecerán al pie de la correspondiente página. Las fórmulas matemáticas se numerarán secuencialmente ajustadas al margen derecho de las mismas. La bibliografía aparecerá al final del trabajo, bajo la inscripción “Referencias” por orden alfabético de autores y, en cada una, ajustándose al siguiente orden: autor(es), año de publicación (distinguiendo a, b, c si hay varias correspondientes al mismo autor(es) y año), título del artículo o libro, título de la revista en cursiva, número de la revista y páginas.
6. En caso de que aparezcan tablas y gráficos, éstos podrán incorporarse directamente al texto o, alternativamente, presentarse todos juntos y debidamente numerados al final del trabajo, antes de la bibliografía.
7. En cualquier caso, se deberá adjuntar un disquete con el trabajo en formato word. Siempre que el documento presente tablas y/o gráficos, éstos deberán aparecer en ficheros independientes. Asimismo, en caso de que los gráficos procedan de tablas creadas en excel, estas deberán incorporarse en el disquete debidamente identificadas.

Junto al original del Papel de Trabajo se entregará también un resumen de un máximo de dos folios que contenga las principales implicaciones de política económica que se deriven de la investigación realizada.

PUBLISHING GUIDELINES OF WORKING PAPERS AT THE INSTITUTE FOR FISCAL STUDIES

This serie of *Papeles de Trabajo* (working papers) aims to provide those having an interest in Public Economics with a vehicle to publicize their ideas. The rules governing submission and selection of papers are the following:

1. The manuscripts submitted will all be assessed and may be directly accepted for publication, accepted with subjections for revision or rejected.
2. The papers shall be sent in duplicate to Subdirección General de Estudios Tributarios (The Deputy Direction of Tax Studies), Instituto de Estudios Fiscales (Institute for Fiscal Studies), Avenida del Cardenal Herrera Oria, nº 378, Madrid 28035.
3. The maximum length of the text including appendices and bibliography will be no more than 7000 words.
4. The originals should be double spaced. The first page of the manuscript should contain the following information: (1) the title; (2) the name and the institutional affiliation of the author(s); (3) an abstract of no more than 125 words; (4) JEL codes and keywords; (5) the postal and e-mail address of the corresponding author.
5. Sections will be numbered in sequence with arabic numerals. Footnotes will be numbered correlatively and will appear at the foot of the corresponding page. Mathematical formulae will be numbered on the right margin of the page in sequence. Bibliographical references will appear at the end of the paper under the heading "References" in alphabetical order of authors. Each reference will have to include in this order the following terms of references: author(s), publishing date (with an a, b or c in case there are several references to the same author(s) and year), title of the article or book, name of the journal in italics, number of the issue and pages.
6. If tables and graphs are necessary, they may be included directly in the text or alternatively presented altogether and duly numbered at the end of the paper, before the bibliography.
7. In any case, a floppy disk will be enclosed in Word format. Whenever the document provides tables and/or graphs, they must be contained in separate files. Furthermore, if graphs are drawn from tables within the Excell package, these must be included in the floppy disk and duly identified.

Together with the original copy of the working paper a brief two-page summary highlighting the main policy implications derived from the re-search is also requested.

ÚLTIMOS PAPELES DE TRABAJO EDITADOS POR EL INSTITUTO DE ESTUDIOS FISCALES

2000

- 1/00 Crédito fiscal a la inversión en el impuesto de sociedades y neutralidad impositiva: Más evidencia para un viejo debate.
Autor: Desiderio Romero Jordán.
Páginas: 40.
- 2/00 Estudio del consumo familiar de bienes y servicios públicos a partir de la encuesta de presupuestos familiares.
Autores: Ernesto Carrillo y Manuel Tamayo.
Páginas: 40.
- 3/00 Evidencia empírica de la convergencia real.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas: 58.

Nueva Época

- 4/00 The effects of human capital depreciation on experience-earnings profiles: Evidence salaried spanish men.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas: 24.
- 5/00 Las ayudas fiscales a la adquisición de inmuebles residenciales en la nueva Ley del IRPF: Un análisis comparado a través del concepto de coste de uso.
Autor: José Félix Sanz Sanz.
Páginas: 44.
- 6/00 Las medidas fiscales de estímulo del ahorro contenidas en el Real Decreto-Ley 3/2000: análisis de sus efectos a través del tipo marginal efectivo.
Autores: José Manuel González Páramo y Nuria Badenes Plá.
Páginas: 28.
- 7/00 Análisis de las ganancias de bienestar asociadas a los efectos de la Reforma del IRPF sobre la oferta laboral de la familia española.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Santiago Álvarez García.
Páginas 32.
- 8/00 Un marco para la discusión de los efectos de la política impositiva sobre los precios y el *stock* de vivienda.
Autor: Miguel Ángel López García.
Páginas 36.
- 9/00 Descomposición de los efectos redistributivos de la Reforma del IRPF.
Autores: Jorge Onrubia Fernández y María del Carmen Rodado Ruiz.
Páginas 24.
- 10/00 Aspectos teóricos de la convergencia real, integración y política fiscal.
Autores: Lorenzo Escot y Miguel Ángel Galindo.
Páginas 28.

2001

- 1/01 Notas sobre desagregación temporal de series económicas.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 38.
- 2/01 Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España.
Autores: M. Arrazola, J. de Hevia, M. Risueño y J. F. Sanz.
Páginas 28.
- 3/01 Doble imposición, “efecto clientela” y aversión al riesgo.
Autores: Antonio Bustos Gisbert y Francisco Pedraja Chaparro.
Páginas 34.
- 4/01 Non-Institutional Federalism in Spain.
Autor: Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 32.
- 5/01 Estimating utilisation of Health care: A groupe data regression approach.
Autora: Mabel Amaya Amaya.
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality descomposition by factor components.
Autores: Mercedes Sastre y Alain Trannoy.
Páginas 40.
- 7/01 An empirical analysis of the demand for physician services across the European Union.
Autores: Sergi Jiménez Martín, José M. Labeaga y Maite Martínez-Granado.
Páginas 40.
- 8/01 Demand, childbirth and the costs of babies: evidence from spanish panel data.
Autores: José M.^a Labeaga, Ian Preston y Juan A. Sanchis-Llopis.
Páginas 56.
- 9/01 Imposición marginal efectiva sobre el factor trabajo: Breve nota metodológica y comparación internacional.
Autores: Desiderio Romero Jordán y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 40.
- 10/01 A non-parametric decomposition of redistribution into vertical and horizontal components.
Autores: Irene Perrote, Juan Gabriel Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 28.
- 11/01 Efectos sobre la renta disponible y el bienestar de la deducción por rentas ganadas en el IRPF.
Autora: Nuria Badenes Plá.
Páginas 28.
- 12/01 Seguros sanitarios y gasto público en España. Un modelo de microsimulación para las políticas de gastos fiscales en sanidad.
Autor: Ángel López Nicolás.
Páginas 40.
- 13/01 A complete parametrical class of redistribution and progressivity measures.
Autores: Isabel Rabadán y Rafael Salas.
Páginas 20.
- 14/01 La medición de la desigualdad económica.
Autor: Rafael Salas.
Páginas 40.

- 15/01 Crecimiento económico y dinámica de distribución de la renta en las regiones de la UE: un análisis no paramétrico.
Autores: Julián Ramajo Hernández y María del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 32.
- 16/01 La descentralización territorial de las prestaciones asistenciales: efectos sobre la igualdad.
Autores: Luis Ayala Cañón, Rosa Martínez López y Jesus Ruiz-Huerta.
Páginas 48.
- 17/01 Redistribution and labour supply.
Autores: Jorge Onrubia, Rafael Salas y José Félix Sanz.
Páginas 24.
- 18/01 Medición de la eficiencia técnica en la economía española: El papel de las infraestructuras productivas.
Autoras: M.^a Jesús Delgado Rodríguez e Inmaculada Álvarez Ayuso.
Páginas 32.
- 19/01 Inversión pública eficiente e impuestos distorsionantes en un contexto de equilibrio general.
Autores: José Manuel González-Páramo y Diego Martínez López.
Páginas 28.
- 20/01 La incidencia distributiva del gasto público social. Análisis general y tratamiento específico de la incidencia distributiva entre grupos sociales y entre grupos de edad.
Autor: Jorge Calero Martínez.
Páginas 36.
- 21/01 Crisis cambiarias: Teoría y evidencia.
Autor: Óscar Bajo Rubio.
Páginas 32.
- 22/01 Distributive impact and evaluation of devolution proposals in Japanese local public finance.
Autores: Kazuyuki Nakamura, Minoru Kunizaki y Masanori Tahira.
Páginas 36.
- 23/01 El funcionamiento de los sistemas de garantía en el modelo de financiación autonómica.
Autor: Alfonso Utrilla de la Hoz.
Páginas 48.
- 24/01 Rendimiento de la educación en España: Nueva evidencia de las diferencias entre Hombres y Mujeres.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 36.
- 25/01 Fecundidad y beneficios fiscales y sociales por descendientes.
Autora: Anabel Zárate Marco.
Páginas 52.
- 26/01 Estimación de precios sombra a partir del análisis Input-Output: Aplicación a la economía española.
Autora: Guadalupe Souto Nieves.
Páginas 56.
- 27/01 Análisis empírico de la depreciación del capital humano para el caso de las Mujeres y los Hombres en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 28.

- 28/01 Equivalence scales in tax and transfer policies.
Autores: Luis Ayala, Rosa Martínez y Jesús Ruiz-Huerta.
Páginas 44.
- 29/01 Un modelo de crecimiento con restricciones de demanda: el gasto público como amortiguador del desequilibrio externo.
Autora: Belén Fernández Castro.
Páginas 44.
- 30/01 A bi-stochastic nonparametric estimator.
Autores: Juan G. Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 24.
- 2002
- 1/02 Las cestas autonómicas.
Autores: Alejandro Esteller, Jorge Navas y Pilar Sorribas.
Páginas 72.
- 2/02 Evolución del endeudamiento autonómico entre 1985 y 1997: la incidencia de los Escenarios de Consolidación Presupuestaria y de los límites de la LOFCA.
Autores: Julio López Laborda y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 60.
- 3/02 Optimal Pricing and Grant Policies for Museums.
Autores: Juan Prieto Rodríguez y Víctor Fernández Blanco.
Páginas 28.
- 4/02 El mercado financiero y el racionamiento del endeudamiento autonómico.
Autores: Nuria Alcalde Fradejas y Jaime Vallés Giménez.
Páginas 36.
- 5/02 Experimentos secuenciales en la gestión de los recursos comunes.
Autores: Lluís Bru, Susana Cabrera, C. Mónica Capra y Rosario Gómez.
Páginas 32.
- 6/02 La eficiencia de la universidad medida a través de la función de distancia: Un análisis de las relaciones entre la docencia y la investigación.
Autores: Alfredo Moreno Sáez y David Trillo del Pozo.
Páginas 40.
- 7/02 Movilidad social y desigualdad económica.
Autores: Juan Prieto-Rodríguez, Rafael Salas y Santiago Álvarez-García.
Páginas 32.
- 8/02 Modelos BVAR: Especificación, estimación e inferencia.
Autor: Enrique M. Quilis.
Páginas 44.
- 9/02 Imposición lineal sobre la renta y equivalencia distributiva: Un ejercicio de microsimulación.
Autores: Juan Manuel Castañer Carrasco y José Félix Sanz Sanz.
Páginas 44.
- 10/02 The evolution of income inequality in the European Union during the period 1993-1996.
Autores: Santiago Álvarez García, Juan Prieto-Rodríguez y Rafael Salas.
Páginas 36.

- 11/02 Una descomposición de la redistribución en sus componentes vertical y horizontal: Una aplicación al IRPF.
Autora: Irene Perrote.
Páginas 32.
- 12/02 Análisis de las políticas públicas de fomento de la innovación tecnológica en las regiones españolas.
Autor: Antonio Fonfría Mesa.
Páginas 40.
- 13/02 Los efectos de la política fiscal sobre el consumo privado: nueva evidencia para el caso español.
Autores: Agustín García y Julián Ramajo.
Páginas 52.
- 14/02 Micro-modelling of retirement behavior in Spain.
Autores: Michele Boldrin, Sergi Jiménez-Martín y Franco Peracchi.
Páginas .
- 15/02 Estado de salud y participación laboral de las personas mayores.
Autores: Juan Prieto Rodríguez, Desiderio Romero Jordán y Santiago Álvarez García.
Páginas 40.
- 16/02 Technological change, efficiency gains and capital accumulation in labour productivity growth and convergence: an application to the Spanish regions.
Autora: M.^a del Mar Salinas Jiménez.
Páginas 40.
- 17/02 Déficit público, masa monetaria e inflación. Evidencia empírica en la Unión Europea.
Autor: César Pérez López.
Páginas 40.
- 18/02 Tax evasion and relative contribution.
Autora: Judith Panadés i Martí.
Páginas 28.
- 19/02 Fiscal policy and growth revisited: the case of the Spanish regions.
Autores: Oscar Bajo Rubio, Camen Díaz Roldán y M. Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.
- 20/02 Optimal endowments of public investment: an empirical analysis for the Spanish regions.
Autores: Oscar Bajo Rubio, Camen Díaz Roldán y M.^a Dolores Montávez Garcés.
Páginas 28.
- 21/02 Régimen fiscal de la previsión social empresarial. Incentivos existentes y equidad del sistema.
Autor: Félix Domínguez Barrero.
Páginas 52.
- 22/02 Poverty statics and dynamics: does the accounting period matter?.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas 52.
- 23/02 Public employment and redistribution in Spain.
Autores: José Manuel Marqués Sevillano y Joan Rosselló Villalonga.
Páginas 36.

- 24/02 La evolución de la pobreza estática y dinámica en España en el periodo 1985-1995.
Autores: Olga Cantó, Coral del Río y Carlos Gradín.
Páginas: 76.
- 25/02 Estimación de los efectos de un "tratamiento": una aplicación a la Educación superior en España.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 32.
- 26/02 Sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación a la elección de instrumentos y de forma funcional.
Autores: M. Arrazola y J. de Hevia.
Páginas 40.