

RENDIMIENTO DE LA EDUCACIÓN EN ESPAÑA: NUEVA EVIDENCIA DE LAS DIFERENCIAS ENTRE HOMBRES Y MUJERES

Autores: *M. Arrazola* ^(a)
J. de Hevia ^(b)

P. T. N.º 24/01

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

(b) Dpto. de Estadística y Econometría de la 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.: 111-01-007-0

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

Depósito Legal: M-23772-2001

ÍNDICE

1. INTRODUCCIÓN
 2. RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN: MODELO BÁSICO PARA HOMBRES Y MUJERES
 3. ENDOGENEIDAD DE LA EDUCACIÓN
 - Efecto de la Guerra Civil Española sobre el nivel educativo
 - Resultados de la estimación por VI
 - La educación como una variable discreta
 4. RENDIMIENTO SOCIAL
 5. CONCLUSIONES
- APÉNDICE I. Definición de las variables
- APÉNDICE II. Estadísticos Descriptivos: Hombres
- APÉNDICE III. Modelo Probit de la primera etapa
- REFERENCIAS

RESUMEN

En este trabajo se estiman tasas de rendimiento de la educación para el caso de España diferenciando entre hombres y mujeres. Los resultados muestran evidencia en el sentido de que la educación es endógena en la clásica ecuación minceriana, lo cual determina el que sea preciso realizar estimaciones de variables instrumentales. Las estimaciones muestran que tanto los rendimientos privados como los sociales son mayores para las mujeres que para los hombres.

JEL classification: J24; I21; J31.

Palabras clave: Rendimiento de la educación; Variables instrumentales.

1. INTRODUCCIÓN

Uno de los principales componentes del capital humano es el que se acumula durante los años de educación formal. Tradicionalmente ha existido mucho interés por el estudio de las repercusiones económicas que dicha educación tiene sobre los individuos, de ahí que el análisis de los rendimientos asociados a la inversión en educación haya sido constante en la literatura económica. Habitualmente, partiendo de 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 el cuadrado de ésta, se interpreta el parámetro ligado a la educación como la tasa de rendimiento de un año adicional de estudios.

Sin embargo en la medición del rendimiento surge el problema de la existencia de sesgos al estimar por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la clásica ecuación “minceriana” de ingresos, por lo que ha surgido una gran cantidad de literatura centrada en la corrección de dichos sesgos. Las dos fuentes de sesgo más frecuentemente analizadas han sido el sesgo de “habilidad”, que haría que MCO sobreestimara el rendimiento si los individuos con más capacidad de generar ingresos son los que eligen adquirir un mayor nivel educativo, y el sesgo por “error de medida” en el nivel educativo, que haría que MCO infraestimara el verdadero rendimiento.

Uno de los enfoques adoptados para tratar de corregir estos sesgos ha sido el uso de técnicas de Variables Instrumentales (VI) empleando como instrumentos variables que recojan algún cambio o intervención exógena que afecte a la elección de educación de los individuos pero no a sus ingresos. Así, por ejemplo, Card (1993) emplea como instrumento de la educación la existencia de un “college” próximo a la residencia del individuo, Harmon y Walker (1995) emplean los cambios en la edad de educación obligatoria y Uusitalo (1999) variables que reflejan el entorno familiar del individuo.

Para el caso de España, es importante resaltar que aunque hay bastantes trabajos en los que se estiman los rendimientos de la educación [para un resumen de la evidencia existente ver Oliver *et al.* (1999)] prácticamente todos son en un contexto de MCO en el que no se contempla la endogeneidad de la educación. Las únicas excepciones existentes son Barceinas *et al.* (2000a) y (2000b) y Arrazola *et al.* (2001), en los que sólo se trata la endogeneidad para el caso de los hombres con objeto de evitar los problemas que surgen en el análisis de las mujeres derivados de la no-participación o de las entradas y salidas del mercado de trabajo. Uno de los objetivos de este trabajo es aportar nueva evidencia so-



bre los posibles sesgos en la estimación por MCO de los rendimientos para el caso español, empleando como instrumento si los individuos se han visto afectados por la Guerra Civil Española durante sus años de formación, en la línea de lo que se hace en Ichino y Winter-Ebmer (2000) para Alemania y Austria con la Segunda Guerra Mundial. Además, se pretende estudiar no sólo el caso de los hombres sino también el de las mujeres teniendo en cuenta el efecto que sobre los resultados pueda tener la posible no-participación de las mujeres en el mercado de trabajo.

Por otro lado, hay que señalar que la mayoría de la literatura sobre rendimiento de la educación se centra en el estudio del rendimiento privado, es decir, considerando sólo los beneficios directos que disfruta el individuo y los gastos soportados por él o su familia. Esto se debe a que en el contexto minceriano lo que se estima es un rendimiento privado, y a que si se emplean otros procedimientos como el cálculo de la Tasa Interna de Rendimiento (TIR) de la inversión en educación, surgen dificultades en la medición del rendimiento social, asociadas a la cuantificación de los costes y, fundamentalmente, de las externalidades. Siendo conscientes de sus limitaciones, en este trabajo se calculan tasas de rendimiento sociales empleando el enfoque tradicional de TIR de Psacharopoulos (1973) que aunque no afronta el problema de las externalidades tiene en cuenta los costes asumidos no sólo por el individuo sino también por el sector público.

El trabajo se estructura del siguiente modo: en la segunda sección se presentan las estimaciones de los rendimientos de la educación obtenidas a partir del modelo minceriano básico y corrigiendo el posible sesgo de selección de la no-observación del salario para las mujeres. En la tercera sección se afronta el problema de la posible endogeneidad de la educación. En la cuarta sección se presentan los resultados de la estimación de las tasas de rendimiento social y el trabajo se cierra con un apartado de conclusiones.

2. RENDIMIENTOS DE LA EDUCACIÓN: MODELO BÁSICO PARA HOMBRES Y MUJERES

Como punto de partida del análisis de los rendimientos de la educación se ha estimado por MCO, tanto para hombres como para mujeres, la clásica ecuación minceriana que relaciona el logaritmo del salario con la educación, la experiencia y su cuadrado, en la que se han incluido como control variables que recogen la región de residencia de los individuos. Los resultados aparecen en las dos primeras columnas de la Tabla 1.

Tabla 1
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL MODELO BÁSICO

	Hombres	Mujeres	
	MCO	MCO	Con corrección por autoselección
Constante	5,466 (0,033)	5,250 (0,047)	4,987 (0,121)
Educación	0,064 (0,002)	0,074 (0,003)	0,082 (0,004)
Experiencia	0,040 (0,002)	0,042 (0,003)	0,046 (0,003)
Experiencia ²	-0,0005 (0,00005)	-0,0007 (0,0001)	-0,0007 (0,0001)
Corrección por autoselección	—	—	0,141 (0,059)
Valor χ^2_6 variables de Región	92,204	15,000	18,331
Desviación típica residual	0,419	0,435	0,434
N	3360	1690	1690

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas robustas a la heterocedasticidad calculadas por el procedimiento de White.

Los datos empleados en la estimación son del año 1994 para España y proceden del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). La muestra está constituida por asalariados con edad entre 16 y 65 años que trabajan más de 15 horas a la semana y para los que se disponía de toda la información necesaria para construir las variables empleadas en la estimación. En total disponemos de datos de 1690 mujeres y de 3360 hombres. En el Apéndice I se describe con detalle el contenido de las variables empleadas en el análisis y en el Apéndice II se presentan los estadísticos descriptivos de las variables más relevantes.

Como puede verse en la Tabla 1, los rendimientos estimados para las mujeres son del 7,4% y superiores en un punto a los de los hombres, resultado que está en la línea de lo obtenido para el caso de España en otros trabajos realizados con el mismo modelo de referencia (véase Oliver *et al.* (1999) para un resumen de los resultados obtenidos en España).

Sin embargo, las estimaciones obtenidas para las mujeres pueden estar sesgadas si su participación en el mercado de trabajo no es aleatoria y las mujeres se autoseleccionan en base al salario que esperan, de manera que una mujer que no trabaja podría haber elegido no trabajar porque su salario de mercado sea

inferior a su salario de reserva. Para corregir el posible sesgo de selección se ha empleado el método bietápico de Heckman, estimando en la primera etapa un modelo probit para evaluar la probabilidad de observar el salario y en una segunda etapa la ecuación salarial en la que se incorpora como regresor el término de selección (inverso del ratio de Mills). Para la estimación del modelo probit se han utilizado los datos de todas las mujeres de entre 16 y 65 años que no fueran empresarias o jubiladas y de las que se tuviera la información necesaria para el análisis, resultando una muestra de 6683, de las que para 1690 observamos su salario¹. Se emplean para la identificación variables como el número de hijos, los ingresos del hogar, etc. (los resultados del modelo probit se recogen en la columna I de la Tabla A.III del Apéndice III).

En la tercera columna de la Tabla 1 se recogen los resultados de la estimación de la ecuación salarial una vez que se introduce la corrección de autoselección. El coeficiente asociado al término de corrección es positivo y estadísticamente significativo, lo cual se puede interpretar en el sentido de que las mujeres para las que observamos el salario tienen unos salarios superiores a los de una mujer elegida aleatoriamente. Dado que, bajo el supuesto de normalidad, este coeficiente es una función positiva de la covarianza entre las perturbaciones de la ecuación salarial y las de la ecuación de selección, su signo positivo indica que un shock en la ecuación de selección, por ejemplo un aumento autónomo de la participación, afecta en el mismo sentido a la esperanza condicionada de los salarios².

Es interesante destacar que al incluir la corrección de selección la tasa de rendimiento de la educación para las mujeres se eleva del 7,4 al 8,2%, aumentando así el diferencial respecto a los hombres. Esta infraestimación del rendimiento cuando no se considera la selección está en la línea de los resultados de Dearden (1999) para Gran Bretaña y de Brunello *et al* (2000) para Italia.

3. ENDOGENEIDAD DE LA EDUCACIÓN

Las estimaciones del rendimiento obtenidas por MCO a partir de la clásica ecuación “minceriana” de ingresos pueden presentar sesgos debidos a la endogeneidad de la educación. Las dos principales fuentes de sesgo en la estimación son el sesgo de “habilidad”, que haría que MCO sobreestimara el rendimiento y

¹ Véase en el Apéndice I la definición de la variable Observación del salario.

² Si se interpretara la variable “Observación del salario” en el sentido de que nos indica la decisión de participar o no en el mercado de trabajo, el signo positivo del parámetro ligado a la corrección, indicaría que los individuos se autoseleccionan en el empleo por ventaja comparativa.

el sesgo por “error de medida” en la educación, que haría que MCO infraestimara el verdadero rendimiento.

Con objeto de evaluar el posible impacto de estos sesgos sobre los resultados presentados en el apartado anterior, se han llevado a cabo estimaciones del rendimiento de la educación por procedimientos de variables instrumentales (VI). Para ello hay que emplear como instrumentos variables que reflejen algún cambio o intervención exógena que afecte a la elección de educación de diferentes subgrupos de individuos pero no a sus ingresos. En la línea de Ichino y Winter-Ebmer (2000) que emplean como instrumento si el individuo se ha visto afectado por la Segunda Guerra Mundial, en este trabajo se emplea como instrumento una variable que refleja si el individuo se ha visto afectado en su formación por la Guerra Civil Española³.

Efecto de la Guerra Civil Española sobre el nivel educativo

Existen muchas razones que pueden causar la disminución del número de años de estudio de un individuo durante períodos de guerra y posguerra tales como la dificultad para acceder a la escuela, la disminución de medios para la enseñanza, la necesidad de que los niños dejen la escuela para contribuir al sustento de la familia, en definitiva un aumento de las restricciones de liquidez de las familias.

En el caso de la Guerra Civil Española, a los tres años de la guerra hay que sumarle el efecto negativo de la política educativa de los primeros años del franquismo. A modo de ilustración señalar que durante la guerra y posguerra el porcentaje presupuestario dedicado a la educación primaria volvió a los niveles de principios de siglo, que en 1937 se clausuraron 52 institutos nacionales y hasta los años sesenta no se recuperó el número de institutos de 1939, que en el período 1939-1951 apenas se crearon escuelas públicas, que la represión política afectó a muchos maestros y que, en definitiva, en esos años se produjo un corte drástico en el proceso ascendente de escolarización que se había producido hasta entonces [véase Puelles (2001) y Núñez (2001) para una descripción detallada de los efectos de la guerra y la posguerra sobre la educación].

En este trabajo consideramos que los individuos nacidos después de 1945 no se vieron afectados por la Guerra Civil en su formación mientras que son los nacidos entre 1929⁴ y 1945 los que se vieron afectados ya que la Guerra Civil y los primeros años de la posguerra coincidieron con sus años de formación. Hemos considerado como afectados los individuos que comenzaban su

³ Este instrumento también se emplea en Arrazola *et al.* (2001).

⁴ No consideramos los nacidos antes de 1929 porque en nuestra muestra sólo tenemos a menores de 65 años.



formación antes de los años cincuenta, momento en el cual se produce un cambio sustancial en la política educativa del franquismo [véase Puelles (2001) y Núñez (2001)].

En el caso de nuestra muestra se observa (ver Tablas 2.a y 2.b) que en los individuos que se vieron afectados por la guerra el nivel de estudios es menor, siendo más de la mitad, individuos sólo con estudios elementales. Sin embargo, hay que tener en cuenta que ha existido en España a lo largo del siglo XX en el nivel medio de educación una tendencia creciente por lo que las cifras de las Tablas 2.a y 2.b podrían estar distorsionadas. Con objeto de evaluar hasta qué punto el evento bélico pudo truncar esa tendencia creciente se llevó a cabo un análisis de la evolución del nivel educativo medio de las diferentes cohortes nacidas entre 1911 y 1971 a partir de los datos de PHOGUE, lo que supone una muestra de 15.178 individuos de los cuales 7296 son hombres y 7882 son mujeres. En el Gráfico 1, que muestra el número de años de estudios medio por cohortes, se puede apreciar claramente una caída en las cohortes nacidas durante los años 1935 y 1936 y que hasta la cohorte de 1940 no se recupera el nivel educativo de la de 1934. Sin embargo, la tendencia creciente del nivel educativo no deja apreciar con suficiente claridad el efecto de la guerra y posguerra. Por ello se efectuó una regresión entre la educación y un polinomio de tercer grado de la edad para todos los individuos, diferenciando por sexos, cuyos residuos medios por cohortes se presentan en el Gráfico 2, en el que se puede apreciar una racha de residuos negativos para los nacidos entre 1930 y 1950 que puede estar reflejando que dichas cohortes tienen un nivel educativo por debajo del tendencial.

Tabla 2 a

DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA SEGÚN GUERRA Y NIVEL EDUCATIVO: HOMBRES

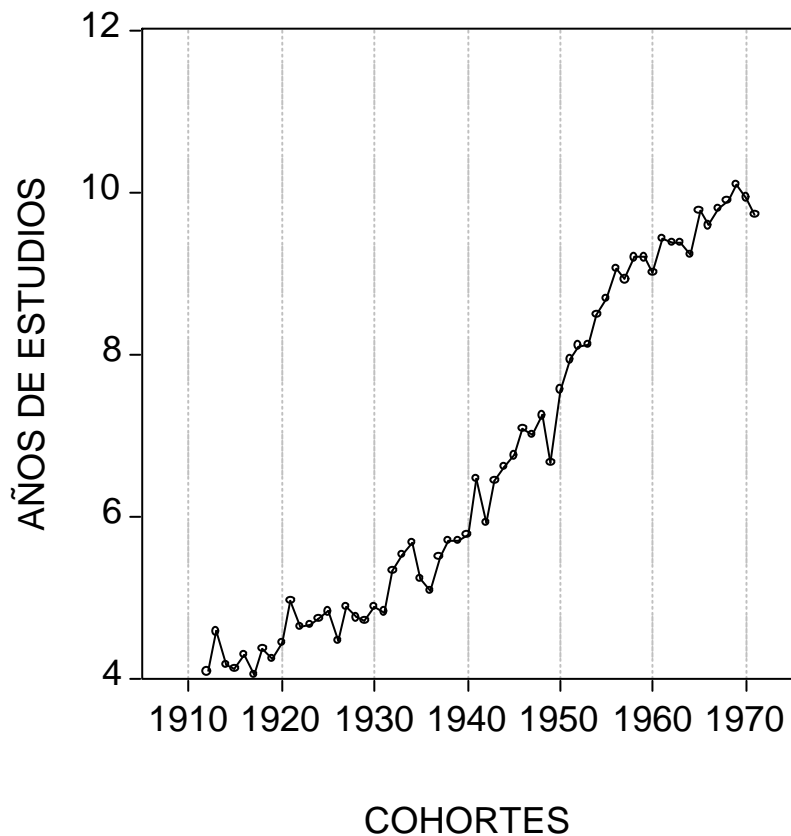
	GUERRA CIVIL			
	SI		NO	
	Número individuos	% sobre total	Número individuos	% sobre total
<i>Nivel educativo:</i>				
Elemental	482	63,0	779	30,0
Básico	107	14,0	821	31,7
Medio	54	7,0	604	23,3
Superior	123	16,0	390	15,0
Total	766	100	2594	100
Años de estudio medios	7,2		9,1	

Tabla 2 b

DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA SEGÚN GUERRA Y NIVEL EDUCATIVO: MUJERES

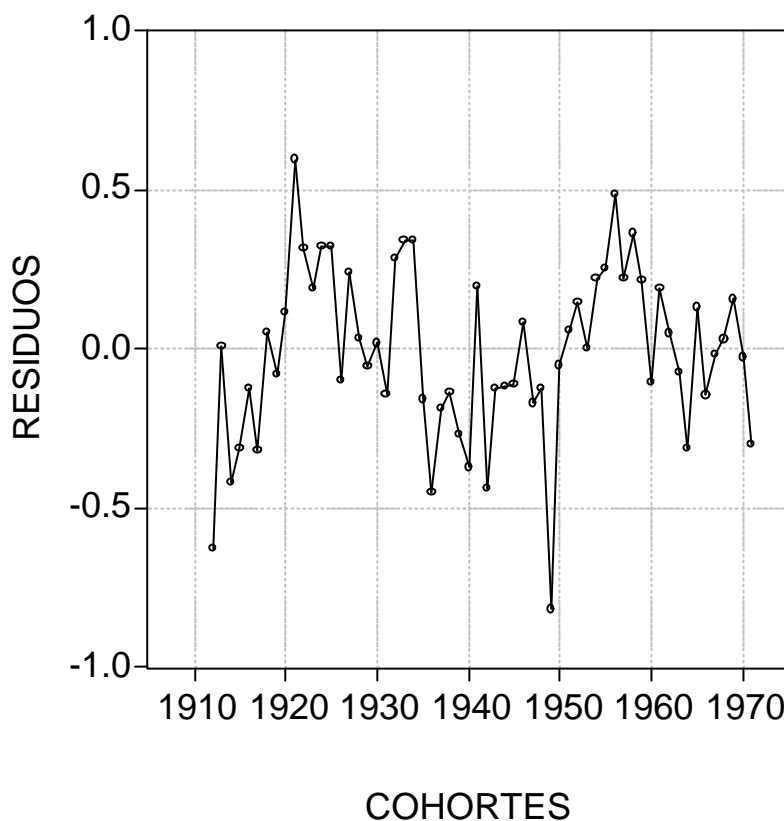
	GUERRA CIVIL			
	SI		NO	
	Número individuos	% sobre total	Número individuos	% sobre total
<i>Nivel educativo:</i>				
Elemental	144	57,6	320	22,2
Básico	32	12,8	385	26,8
Medio	26	10,4	323	22,4
Superior	48	19,2	412	28,6
Total	250	100	1440	100
Años de estudio medios	7,7		10,4	

Gráfico 1



Nota: Los años de estudio son medias para cada cohorte obtenidas con los 15178 individuos de PHOGUE nacidos entre 1911 y 1971.

Gráfico 2



Nota: Los residuos proceden de una regresión entre la educación y un polinomio de tercer grado de la edad realizada con los 15178 individuos de PHOGUE nacidos entre 1911 y 1971.

En base a todas estas consideraciones se define la variable ficticia Guerra (descrita en el Apéndice I) que es la que se empleará como instrumento en las estimaciones.

Resultados de la estimación por VI

En la Tabla 3 se presentan los resultados de la estimación por VI empleando como instrumento la variable Guerra tanto para hombres como para mujeres, y en este último caso con y sin corrección por autoselección. Hay que indicar que la corrección por autoselección se hace en este caso a partir de los resultados obtenidos del modelo probit presentado en la columna II de la Tabla A.III. (ver Apéndice III) en el que para evitar las posibles distorsiones que puede generar en el análisis la endogeneidad de la educación no se incluye esta variable como regresor.

Tal y como se puede apreciar, el rendimiento estimado para los hombres es del 8,1%, superior en algo más de un 26% al obtenido por MCO. Para el caso de las mujeres cuando no se incluye la corrección por autoselección el rendimiento estimado es del 23,4%, aunque no es significativo, y cuando se incluye es del 14,2%, en ambos casos muy superior a la estimación de MCO.

Un aspecto crucial cuando se realizan estimaciones de VI es la calidad y validez de los instrumentos empleados. De hecho, si los instrumentos no fueran completamente independientes de la perturbación de la ecuación de ingresos y la correlación fuera positiva, el estimador de VI podría estar sesgado al alza. Por ello es especialmente importante tratar de validar los instrumentos que se emplean, para lo que se han utilizado los contrastes sugeridos en Bound *et al* (1995). En concreto en la Tabla 3 se presentan el “F de instrumentos excluidos” y el “ \bar{R}^2 parcial del instrumento”, obtenidos ambos a partir de la primera etapa de la estimación. Para el caso de los hombres parece claro que la variable Guerra constituye un instrumento adecuado, pues el valor de la “F de instrumentos excluidos” permite rechazar la hipótesis de que dicha variable no determine el nivel educativo, y el valor del “ \bar{R}^2 parcial del instrumento” es superior a los que habitualmente se obtiene en la literatura. Sin embargo, para el caso de las mujeres es determinante efectuar la corrección por autoselección para considerar a la variable Guerra como un instrumento adecuado.

Tabla 3
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN POR VI

	Hombres	Mujeres	
	VI	VI	Con corrección por autoselección
Constante	5,307 (0,104)	3,580 (1,801)	4,146 (0,807)
Educación	0,081 (0,011)	0,234 ^(*) (0,172)	0,142 (0,058)
Experiencia	0,039 (0,002)	0,036 (0,009)	0,046 (0,004)
Experiencia ²	-0,0005 (0,0001)	-0,0001 ^(*) (0,0007)	-0,0006 (0,0002)
Corrección por autoselección	—	—	0,302 (0,163)
Valor χ^2_6 variables de Región	80,267	4,966 ^(*)	15,124
F instrumentos excluidos	90,110	1,332 ^(*)	4,303
\bar{R}^2 parcial del instrumento	0,036	0,047	0,047
Desviación típica residual	0,424	0,795	0,515
N	3360	1690	1690

(*) No significativa al 10%.

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas robustas a la heterocedasticidad calculadas por el procedimiento de White.



Los resultados obtenidos, están en la línea de otros trabajos [véase Card (1999 y 2000)] para un resumen detallado de estudios basados en el uso de VI en los que las estimaciones del rendimiento de la educación por VI son más altas que las de MCO (a veces más de un 20%). El que esto sea así, ha generado un cierto desconcierto en la literatura, ya que normalmente se pensaba que el sesgo de “habilidad” era el más relevante y a priori se esperaba que fuera positivo [véase Griliches (1977)]. Una posible explicación es que el sesgo de “habilidad” es pequeño y que predomina el sesgo a la baja del error de medida en la educación. Otra posible explicación, sugerida por Card (1999 y 2000), es que existe heterogeneidad en los rendimientos y que lo que nos proporcionan las estimaciones de VI es una media ponderada de los rendimientos de los individuos cuyas decisiones de educación se ven afectadas por los instrumentos y no el rendimiento marginal medio de la población. Dado que la mayoría de los instrumentos empleados afectan a la decisión de educación de individuos con bajo nivel educativo que probablemente tienen rendimientos de la educación superiores a la media, es razonable obtener que los rendimientos por VI superen a los de MCO. Esta interpretación de Card de la diferencia entre VI y MCO es consistente con la interpretación de VI como “local average treatment effect” (LATE) propuesta por Angrist *et al* (1996).

Según esta interpretación, si el rendimiento de la educación es heterogéneo, estrategias de identificación igualmente válidas que afecten a distintos subgrupos de individuos generarían diferentes estimaciones de los rendimientos. La evidencia empírica al respecto, es escasa y poco concluyente. En concreto, Harmon y Walker (1999) no encuentran evidencia para el Reino Unido de que diferentes instrumentos afecten de forma diferente a las decisiones marginales de los individuos, y concluyen que, en el modelo minceriano básico, la heterogeneidad de rendimientos no es una explicación convincente de las diferencias entre las estimaciones de VI y de MCO. Sin embargo, Ichino y Winter-Ebmer (1999) encuentran evidencia para Alemania que sugiere que los rendimientos de la educación son heterogéneos, que dependen de los instrumentos empleados y que, en este contexto, tiene sentido la interpretación de las estimaciones de VI como LATE.

En nuestro caso, dado que el haber sufrido los efectos de la Guerra Civil probablemente podrían modificar las decisiones de educación de individuos con altos costes marginales y altos rendimientos de la inversión en educación, nuestros resultados de que las estimaciones de VI son superiores a las de MCO podrían ser coherentes con la interpretación LATE de VI.

Desde un punto de vista de evaluación de políticas económicas, podría pensarse que es más interesante disponer de una estimación del rendimiento medio de la población que del LATE, pero hay que tener en cuenta que lo que nos proporciona esta estimación es el rendimiento medio del grupo afectado por el

fenómeno que refleje el instrumento. A este respecto, habría que destacar que dado que la disminución en la educación que lleva asociada un fenómeno bélico se puede explicar por el aumento de las restricciones de liquidez de las familias con hijos en edad escolar, las estimaciones obtenidas por VI podrían considerarse como una aproximación al rendimiento medio del grupo que se ve afectado por una variación de las restricciones de liquidez por cualquier otro motivo en tiempos de paz.

La educación como una variable discreta

Hasta el momento se ha considerado la educación como una variable continua, sin embargo la información que nos proporciona PHOGUE es el nivel de estudios máximo completado por los individuos al que se le asigna un número entero (aproximación del verdadero número de años que dura el nivel educativo correspondiente). La no consideración de este hecho, podría generar, tal y como señalan Harmon y Walker (1995), sesgos en las estimaciones de los rendimientos incluso por VI. Con objeto de evaluar esos posibles sesgos se ha llevado a cabo la estimación de la ecuación salarial considerando a la educación como una variable discreta. Para ello se aplica una extensión del procedimiento bietápico de Heckman en el que en la primera etapa se estima un probit ordenado para la educación y en la segunda etapa se estima la ecuación salarial incorporando una corrección obtenida en la primera etapa.

Las Tablas 4 y 5 recogen los resultados obtenidos por este procedimiento para mujeres y hombres. En la primera columna se presentan los resultados para la estimación del probit ordenado, donde los parámetros γ indican los valores umbrales para cambiar la decisión de estudiar un nivel educativo u otro. En la estimación de cualquier modelo de selección es decisivo para la identificación que los regresores de cada una de las dos etapas no sean exactamente los mismos. En nuestro caso la variable que determina la educación y que se excluye de la ecuación salarial, para permitir la identificación, es la variable Guerra.

Los resultados obtenidos para la ecuación salarial están en consonancia con los que se obtienen por VI tanto para hombres como para mujeres. En ambos casos los rendimientos son más elevados que los de MCO y el rendimiento de las mujeres es mayor que el de los hombres. El hecho de que tanto para los hombres como para las mujeres la corrección obtenida de la primera etapa sea significativa aporta evidencia sobre la endogeneidad de la educación.



Tabla 4
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN CON PROBIT ORDENADO PARA LA EDUCACIÓN
MUJERES

	Ecuación de educación	Ecuación salarial	
		Sin corrección por autoselección	Con corrección por autoselección
Constante	—	4,710 (0,164)	4,555 (0,169)
Educación	—	0,125 (0,015)	0,123 (0,015)
Experiencia	0,017 (0,007)	0,040 (0,003)	0,043 (0,003)
Experiencia ²	-0,001 (0,0002)	-0,0005 (0,0001)	-0,0006 (0,0001)
Guerra Civil	-0,122 ^(*) (0,104)	—	—
Corrección probit ordenado	—	0,226 (0,068)	0,212 (0,064)
Corrección por autoselección	—	—	0,137 (0,051)
μ_1	-2,121 (0,139)	—	—
μ_2	-0,808 (0,129)	—	—
μ_3	-0,273 (0,128)	—	—
μ_4	-0,083 ^(*) (0,128)	—	—
μ_5	0,077 ^(*) (0,127)	—	—
μ_6	0,499 (0,128)	—	—
μ_7	1,043 (0,129)	—	—
Valor χ^2_6 variables de Región	42,351	12,225	19,125
Logaritmo de la función de verosimilitud	-3165,539		
Desviación típica residual	—	0,433	0,432
N	1690	1690	1690

(*) No significativa al 10%.

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas teniendo en cuenta en su caso la incorporación de los términos de corrección

Tabla 5
RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN CON PROBIT ORDENADO PARA LA EDUCACIÓN
HOMBRES

	Ecuación de educación	Ecuación salarial
Constante	—	5,177 (0,074)
Educación	—	0,095 (0,008)
Experiencia	0,035 (0,005)	0,038 (0,002)
Experiencia ²	-0,002 (0,0001)	-0,0004 (0,00005)
Guerra Civil	-0,816 (0,077)	—
Corrección probit ordenado	—	0,130 (0,029)
μ_1	-2,748 (0,107)	—
μ_2	-1,247 (0,010)	—
μ_3	-0,632 (0,098)	—
μ_4	-0,435 (0,098)	—
μ_5	-0,191 (0,098)	—
μ_6	0,253 (0,010)	—
μ_7	0,622 (0,010)	—
Valor χ^2_6 variables de Región	101,323	79,234
Logaritmo de la función de verosimilitud	-5910,991	
Desviación típica residual	—	0,417
N	3360	3360

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas teniendo en cuenta en su caso la incorporación de los términos de corrección.

4. RENDIMIENTO SOCIAL

En el modelo minceriano tradicional se supone que el único coste que ha de asumir un individuo por estudiar un año más es el salario perdido al posponer su incorporación al mercado laboral, es decir el coste de oportunidad. Sin embargo, estos no son los únicos costes que ha de asumir un individuo en su educación, existen otros costes directos como los libros, tasas, etc. No hay que olvidar además que una gran parte de esos costes pueden estar subsidiados por el sector público, por lo que desde una perspectiva social sería interesante calcular un rendimiento que tuviera en cuenta todos los gastos y no sólo los de oportunidad o los directamente asumidos por el individuo.

Una posible forma de incorporar en el análisis de los rendimientos de la educación todos los costes es mediante el cálculo de dicho rendimiento a partir de una tasa interna de rendimiento (TIR). Se trataría de obtener el rendimiento de un año más de educación mediante la homogeneización de los flujos de costes y beneficios a un instante de tiempo común mediante el empleo de la siguiente expresión:

$$\sum_{t=s}^0 (C_h + W_{h-1})t(1+r)^{-t} = \sum_{t=1}^J (W_h + W_{h-1})t(1+r)^{-t} \quad (1)$$

donde s representa el número de años que supone completar el nivel educativo h , J representa la duración de la vida laboral de los individuos⁵, C_h recoge los costes de la consecución del nivel educativo h y W_h expresa el salario al que se puede acceder con el nivel de estudios h . La resolución de la ecuación para r permite obtener la tasa de rendimiento de la educación, que será privada o social dependiendo de la estructura de costes que se considere.

Para resolver la ecuación de la TIR se necesitan los perfiles salariales que describan la trayectoria de los salarios a lo largo de la vida laboral de individuos con diferente nivel de estudios y, por otro, los costes de la formación para cada nivel educativo. Respecto a lo primero, indicar que se ha obtenido un perfil salario/hora-experiencia a partir de los modelos estimados por variables instrumentales recogidos en la Tabla 3 (primera columna para los hombres y tercera para las mujeres) para el salario/hora para cada uno de los cuatro grandes niveles educativos existentes en España (Elementales, Básicos, Medios y Superiores)⁶, y posteriormente, se ha calculado el perfil para el salario anual multiplicando el salario/hora por el número medio de horas trabajadas al año (2075). Respecto a la estructura de costes directos se ha empleado la información contenida en Arrazola *et al* (2000). La Tabla 6 recoge los costes empleados

⁵ En este trabajo se supone que nunca se trabaja y estudia simultáneamente y que la edad de jubilación es 65 años.

⁶ Véase el Apéndice I para más información al respecto.

en el análisis para cada uno de los ciclos considerados y la Tabla 7 recoge los rendimientos calculados como una TIR, tanto sociales como privados, para los hombres y las mujeres.

Tabla 6
COSTES POR CICLO (PTAS. DE 1994)

	Básicos	Medios	Superiores
Costes Directos ^(*) :			
Privados	169825	189059	600105
Públicos	1029000	1126398	2387734
Costes de Oportunidad			
Hombres	2909603	2940487	6533219
Mujeres	1882759	2374896	6294276

(*) Fuente: Arrazola et al (2000).

Tabla 7
RENDIMIENTOS CALCULADOS COMO UNA TIR

	Rendimiento Social			Rendimiento Privado		
	Básicos	Medios	Superiores	Básicos	Medios	Superiores
Hombres	7,9	7,9	7,4	10,0	10,1	9,4
Mujeres	11,9	12,8	13,2	15,9	16,8	16,1

En la Tabla 6 se puede observar que los costes de oportunidad suponen la mayoría de los costes privados totales (así, por ejemplo, para los estudios superiores, representan un 92% de los costes privados totales para los hombres y un 91% para las mujeres). Esto explica la semejanza que existe entre los rendimientos privados calculados empleando la TIR, recogidos en la Tabla 7, y los estimados directamente con el modelo minceriano, que se presentan en la Tabla 3, donde se está suponiendo que el único coste que se asume por estudiar es el de oportunidad. Merece la pena destacar los mayores costes de oportunidad asumidos por los hombres que por las mujeres en todos los niveles educativos, lo cual podría explicar la continua elevación que se ha producido en España en los últimos años de la demanda de educación de las mujeres en términos relativos a la de los hombres [véase Albert (1998)].

En la Tabla 7 se observa que, tanto para hombres como para mujeres y para todos los niveles educativos, el rendimiento social es inferior al privado, lo cual es debido a la subsidiación de los costes directos de la educación por parte del

sector público, que asume más del 80% del total (ver Tabla 6). Además, al igual que ocurría con los resultados obtenidos a partir de la ecuación minceriana, el rendimiento es superior para las mujeres que para los hombres. Los resultados están en plena consonancia con los obtenidos para los hombres por Arrazola *et al* (2000).

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se han estimado tasas de rendimiento de la educación para hombres y mujeres tratando de controlar los sesgos que pueden aparecer en la estimación MCO de la ecuación minceriana básica. Así, se ha considerado la posible endogeneidad de la educación y, para el caso de las mujeres, el posible sesgo de autoselección debido al carácter no aleatorio su participación en el mercado de trabajo.

Una regularidad de los resultados que merece la pena destacar es que el rendimiento estimado para las mujeres es siempre superior al de los hombres y que las diferencias por sexo son mayores cuando controlamos por los diferentes sesgos que pueden tener las estimaciones de MCO.

Para controlar por la endogeneidad de la educación se emplea como instrumento una variable que recoge si el individuo se ha visto afectado por la Guerra Civil Española. Los resultados muestran unos mayores rendimientos que los obtenidos por MCO, en la línea de lo que se obtiene en otros países. El rendimiento estimado por este procedimiento se podría interpretar como el rendimiento marginal medio del grupo de individuos cuya decisión de educación se ve afectada por el fenómeno que refleja el instrumento, parámetro que puede ser muy relevante en la evaluación de políticas económicas.

Cuando se calcula el rendimiento de la educación como una TIR y se tienen en cuenta los costes asumidos por el sector público, los rendimientos sociales obtenidos son mayores para las mujeres que para los hombres. Además se obtiene que los costes de oportunidad de la educación son superiores para los hombres que para las mujeres, lo cual podría explicar la mayor demanda relativa de educación por parte de éstas que se ha producido en España en los últimos años.

Agradecimientos: Agradecemos al Instituto de Estudios Fiscales la ayuda financiera recibida para la realización de esta investigación.

APÉNDICE I. DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

A partir de la información contenida en 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.

Otras características de los individuos:

Estado Civil: Es una variable que toma valor 1 para los individuos que están casados o mantienen una unión de hecho y 0 en caso contrario.

Región de residencia: PHOGUE agrupa en siete las posibles regiones de residencia: Noroeste (Galicia, Asturias y Cantabria), Noreste (País Vasco, Navarra, Rioja y Aragón), Madrid, Centro (Castilla y León, Castilla La Mancha y Extremadura), Este (Cataluña, Comunidad Valenciana y Baleares), Sur (Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla) 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.

Cuidado: En PHOGUE se les pregunta a los individuos si sus actividades diarias incluyen como quehacer no remunerado el cuidado de niños propios o ajenos o el cuidado de otros adultos. En base a esta información se creó una variable ficticia que tomaba valor 1 si el individuo cuida niños, adultos o ambos y 0 en caso contrario.

Nivel educativo: La información que proporciona PHOGUE sobre el nivel de estudios más alto que ha completado el individuo se reagrupó en cuatro niveles educativos: Elementales si el individuo es analfabeto, sin estudios o con estudios



primarios, Básicos si el nivel de estudios del individuo es FPI o primer nivel de secundaria, Medios si el nivel de estudios del individuo es FPII o segundo nivel de secundaria y Superiores si el nivel de estudios del individuo es universitario (de ciclo corto o largo).

Número de hijos: PHOGUE no proporciona directamente información sobre el número de hijos de un individuo. Se ha construido a partir de la información proporcionada sobre las relaciones de parentesco entre los individuos del hogar, asignando a cada individuo como número de hijos todos aquellos individuos del hogar que figuraran como hijos carnales o adoptivos.

Ingreso neto del resto del hogar (en 1993): Se construye a partir de la información proporcionada por PHOGUE como diferencia entre los ingresos netos totales del hogar en 1993 y los ingresos netos totales del individuo en 1993.

Observación del salario: Se crea una variable ficticia que vale 1 para los asalariados que trabajan más de 15 horas a la semana y que toma valor 0 para los individuos que no trabajan (es decir cuyos ingresos mensuales del trabajo por cuenta ajena son cero) y para los asalariados que trabajan menos de 15 horas, habiendo excluido de la muestra a los empresarios y a los jubilados.

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: HOMBRES

	Salario/hora ^a		Edad		Experiencia		Número individuos
	Media	SE	Media	SE	Media	SE	
<i>Nivel educativo:</i>							
Elemental	635,3	250,2	43,2	12,0	28,4	13,0	1261
Básico	684,7	316,9	33,8	10,7	17,1	11,7	928
Medio	845,6	427,8	35,0	9,2	16,0	10,0	658
Superior	1323,6	628,5	41,0	9,5	18,6	10,7	513
<i>Guerra Civil:</i>							
Sí	884,9	508,9	54,9	4,2	38,8	6,8	766
No	768,7	428,8	33,9	8,2	16,2	9,4	2594
Total	795,2	450,9	38,7	11,5	21,4	13,0	3360

a) En pesetas.

Tabla A.II.2

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS: MUJERES

	Salario/hora ^a		Edad		Experiencia		Número individuos
	Media	SE	Media	SE	Media	SE	
<i>Nivel educativo:</i>							
Elemental	513,2	217,1	42,0	11,6	23,7	13,4	464
Básico	554,6	243,6	32,6	10,0	14,5	10,4	417
Medio	710,8	343,4	33,4	9,1	13,3	9,3	349
Superior	1105,0	483,5	36,5	8,8	13,8	9,7	460
<i>Guerra Civil:</i>							
Sí	731,8	386,2	54,5	4,5	33,6	11,1	250
No	724,2	422,7	33,2	7,9	13,6	9,1	1440
Total	725,3	417,4	36,4	10,7	16,6	11,8	1690

a) En pesetas.



APÉNDICE III. MODELO PROBIT DE LA PRIMERA ETAPA

Tabla A.III

RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DEL PROBIT DE "OBSERVACIÓN DEL SALARIO"
PARA LAS MUJERES

Variables	I	II
Constante	-3,983 (0,191)	-3,506 (0,188)
Educación	0,077 (0,005)	—
Edad	0,167 (0,011)	0,184 (0,011)
Edad ²	-0,002 (0,0001)	-0,002 (0,001)
Cuidado	-0,096 (0,041)	-0,100 (0,041)
Ingresos resto hogar	-6,15 x10 ⁻⁸ (1,18 x 10 ⁻⁸)	-3,27 x10 ⁻⁸ (1,45 x 10 ⁻⁸)
Número de hijos	-0,083 (0,020)	-0,152 (0,026)
Ingresos resto hogar* número de hijos	—	1,10 x10 ⁻⁸ (7,35 x 10 ⁻⁹)
Estado civil	-0,297 (0,048)	-0,366 (0,047)
Valor χ^2 variables de Región	32,412	42,849
Logaritmo de la función de verosimilitud	-3171,400	-3340,553
N	6683	6683

Nota: Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas.

REFERENCIAS

- ALBERT, C. (1998): La demanda de educación superior en España: 1977-1994, Centro de Investigación y Documentación Educativa, Madrid.
- ANGRIST, J., G. IMBENS y D. RUBIN (1996): Identification of causal effects using instrumental variables, *Journal of the American Statistical Association*, 91 (434), páginas 444-455.
- ARRAZOLA, M., J. de HEVIA, M. RISUEÑO y J.F. SANZ (2001): Estimación y comparación de tasas de rendimiento de la educación en España, Papeles de Trabajo 2/01, Instituto de Estudios Fiscales.
- BARCEINAS, F., J. OLIVER, J.L. RAYMOND y J.L. ROIG (2000a): Spain en: Harmon, C., I. Walker y N. Westergaard-Nielsen (eds.) *Education and Earnings in Europe: A Cross Country Analysis of the returns to Education*, Edward Elgar, pp. 234-264.
- (2000b): Rendimientos de la educación y efecto tratamiento. El caso de España, 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., S. COMI y C. LUCIFORA (2000): The Returns to Education in Italy: A New Look at the Evidence, Discussion Paper N.º 130, IZA.
- CARD, D. (1993): 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 D. Card (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.
- DEARDEN, L. (1999): Qualifications and Earnings in Britain: How Reliable are Conventional OLS Estimates of the Returns to Education?, Working Paper Series No. W99/7, The Institute for Fiscal Studies.
- 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.
- (2000): The Long-Run Educational Cost of World War II, mimeo.
- MINCER, J. (1974): Schooling, experience and earnings, National Bureau of Economic Research, New York.
- NÚÑEZ, C. (2001): El Ministerio de Educación y la economía española cien años después, en: Álvarez, P. (ed.) Cien años de educación en España. En torno a la creación del Ministerio de Instrucción Pública y Bellas Artes, Ministerio de Educación y Cultura, pp. 27-52.
- OLIVER, J., J.L. RAYMOND, J.L. ROIG y F. BARCEINAS, (1999): Returns to human capital in Spain: a survey of the evidence, en: Asplund, R. y P. Pereira (eds.) Returns to human capital in Europe: a literature review, ETLA, The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki, pp. 279-297.
- PSACHAROPOULOS, G. (1973): Returns to Education: An International Comparison, San Francisco, Elsevier, Jossey-Bass.
- PUELLES, M. de (2001): La educación en la España del siglo XX: políticas, instituciones, logros y fracasos, en: Álvarez, P. (ed.) Cien años de educación en España. En torno a la creación del Ministerio de Instrucción Pública y Bellas Artes, Ministerio de Educación y Cultura, pp. 3-25.
- UUSITALO, R. (1999): Return to education in Finland, *Labour Economics*, 6, páginas 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 Pla.
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, 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.
Autor: Mabel Amaya Amaya.
Páginas 30.
- 6/01 Shapley inequality decomposition 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.
Autora: 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 and 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.

