

# ESTIMACIÓN DE LOS EFECTOS DE UN "TRATAMIENTO": UNA APLICACIÓN A LA EDUCACIÓN SUPERIOR EN ESPAÑA

Autores: *María Arrazola*<sup>(a) (\*)</sup>

*José de Hevia*<sup>(b) (\*)</sup>

P. T. N.º 25/02

(\*) 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. EFECTOS DEL TRATAMIENTO

3. RESULTADOS

4. CONCLUSIONES

APÉNDICE I. DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

APÉNDICE II. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

REFERENCIAS



## ABSTRACT

En este trabajo se aplica el procedimiento sugerido en Heckman et al. (2000) y (2001) para la estimación de los efectos de un tratamiento a la educación superior en España. Se estiman el “Average Treatment Effect”, el “Effect of Treatment on the Treated”, el “Local Average Treatment Effect” y el “Marginal Treatment Effect”. Los resultados son consistentes con la posibilidad de existencia de heterogeneidad en los rendimientos de la educación superior.

**Palabras clave:** Rendimiento de la educación. Efecto de un tratamiento.

**JEL classification:** I21.



## 1. INTRODUCCIÓN

Cuando se evalúan programas de política económica (o “tratamientos”) hay diversos parámetros que pueden resultar de interés, siendo esta multiplicidad de parámetros resultado de la heterogeneidad en el impacto de dichos programas. Dicha heterogeneidad y el potencial problema del sesgo de selección resultante de la participación no aleatoria en estos “tratamientos”, hacen que estimadores que son adecuados para algunos parámetros, no sirvan para otros y que estimar diferentes parámetros requiera diferentes supuestos de identificación, no siempre contrastables con los datos. En torno a esta problemática se ha desarrollado recientemente una amplia literatura econométrica [véase Heckman et al. (1999)].

Tal y como se señala en Heckman y Robb (1985) y Heckman (1997), cuando se analiza un “tratamiento” existen diversos efectos en los que podemos estar interesados siendo algunos de los más analizados el “Average Treatment Effect” (ATE), “Effect of Treatment on the Treated” (TT), el “Local Average Treatment Effect” (LATE) y el “Marginal Treatment Effect” (MTE) . Una gran parte de la literatura empírica de evaluación de programas asume que el efecto del “tratamiento” es homogéneo por lo que la distinción anterior sería irrelevante. Sin embargo en presencia de heterogeneidad, estimadores que son adecuados para algunos efectos, no sirven para otros y estimar unos u otros efectos requiere diferentes supuestos de identificación.

El principal problema que surge en la estimación del efecto de un “tratamiento” es el sesgo de selección resultante de la participación no aleatoria en estos “tratamientos”. Una solución a este problema es emplear modelos en los que la identificación de los parámetros causales se consigue mediante supuestos distribucionales y restricciones en la forma funcional aunque obviamente este enfoque está condicionado por la validez de los supuestos. Así, por ejemplo, Heckman, Tobias y Vytlacil (2000) y (2001), partiendo de la idea de que el problema del “tratamiento” es semejante al problema del sesgo de selección tradicional [Véase Heckman y Vytlacil (2000a) y (2000b)] proponen un método sencillo para la estimación de los diferentes parámetros de interés (ATE, TT, LATE y MTE) válido tanto para contextos gaussianos como para otros alternativos. Aunque dicha propuesta no está exenta de supuestos distribucionales su sencillez la convierte en un buen punto de partida para el análisis del efecto de un tratamiento.

Como el contexto de “tratamiento-resultado” es directamente aplicable al análisis de los rendimientos de la educación, nuestro objetivo es aplicar el procedimiento propuesto por Heckman et al. (2000) y (2001) al análisis de los efectos de la educación superior (“tratamiento”) sobre los salarios (“resultado”) para el caso de España. A este respecto, en la siguiente sección se presenta el marco conceptual en que se va a realizar el trabajo empírico, en la tercera sección se presentan los principales resultados y se termina con un apartado de conclusiones.

## 2. EFECTOS DEL TRATAMIENTO

El marco conceptual en que vamos a estudiar los rendimientos de la educación superior en España es el del clásico contexto de “tratamiento-resultado” en el que cada individuo obtiene un resultado (salario) con o sin tratamiento (con o sin educación superior). Sea  $Y_1$  el resultado con tratamiento e  $Y_0$  sin tratamiento. En la práctica cada individuo sólo es observado en una de las dos situaciones, con lo que para cada persona sólo se dispone de  $Y_1$  o  $Y_0$ . Para medir el efecto del tratamiento estamos interesados en la diferencia en los resultados con y sin tratamiento,  $Y_1 - Y_0$ , que obviamente no es observable. Ligado a esa diferencia o ganancia se han sugerido en la literatura diferentes efectos de interés como el “Average Treatment Effect” (ATE), el “Effect of Treatment on the Treated” (TT), el “Local Average Treatment Effect” (LATE) o el “Marginal Treatment Effect” (MTE).

En este artículo vamos a definir e interpretar los diferentes efectos de interés en el contexto del modelo para los resultados potenciales presentado en Heckman et al (2001). Consideremos el siguiente modelo para los dos posibles resultados ( $Y_1$  e  $Y_0$ ):

$$Y_1 = X\beta_1 + U_1 \quad [1]$$

$$Y_0 = X\beta_0 + U_0 \quad [2]$$

$$D^* = Z\theta + U_D \quad [3]$$

con

$$\begin{bmatrix} U_D \\ U_1 \\ U_0 \end{bmatrix} \sim N \left( 0, \begin{bmatrix} 1 & \sigma_{1D} & \sigma_{0D} \\ \sigma_{1D} & \sigma_1^2 & \sigma_{10} \\ \sigma_{0D} & \sigma_{10} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right)$$

En el caso del rendimiento de la educación que nos ocupa,  $Y_1$  e  $Y_0$  representan el logaritmo de las ganancias salariales con y sin educación superior respectivamente, que dependen de un conjunto de variables  $X$ . Consideremos  $D(Z)$ , que indica si se recibe ( $D(Z) = 1$ ) o no ( $D(Z) = 0$ ) el tratamiento educación superior. El que se reciba o no el tratamiento depende de un conjunto de variables  $Z$ . Es necesaria una restricción de exclusión que exige que al menos un elemento de  $Z$  no esté contenido en  $X$ . La variable  $D^*$  es una variable latente que genera  $D(Z)$  de acuerdo con la siguiente regla:

$$D(Z) = 1[D^*(Z) \geq 0] = 1[Z\theta + U_D \geq 0]$$

donde  $1[A]$  es una función que toma valor 1 si el suceso  $A$  es cierto. Suponemos además que  $(U_D, U_1, U_0)$  es independiente de  $X$  y  $Z$ .



En el contexto descrito, estimar el rendimiento de la educación superior consiste en estimar la ganancia salarial (log) esperada de la educación superior para unas características  $X$ . Si existe heterogeneidad en el rendimiento de dicha educación, podemos estar interesados en la estimación de diferentes efectos medios de este tratamiento. Así, estimaremos el ATE, TT, LATE y MTE.

El ATE se define como la ganancia esperada por recibir el tratamiento para un individuo elegido aleatoriamente de la población. Entonces, el efecto medio del tratamiento condicionado a  $X = x$  se puede expresar como:

$$ATE(x) = E(Y_1 - Y_0 | X = x) = x(\beta_1 - \beta_0) \quad [4]$$

Podemos obtener estimaciones incondicionales integrando la expresión anterior sobre la distribución de  $X$ , suponiendo que  $n$  es el tamaño muestral:

$$ATE = E(Y_1 - Y_0) = \int ATE(X) dF(X) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n ATE(x_i) = \bar{x}(\beta_1 - \beta_0) \quad [5]$$

El TT es la ganancia media del tratamiento para aquellos individuos que efectivamente han recibido el tratamiento. Entonces, el efecto del tratamiento condicionado a  $X = x$  y  $Z = z$  es:

$$TT(x, z, D(z) = 1) = E(Y_1 - Y_0 | X = x, Z = z, D(z) = 1) = x(\beta_1 - \beta_0) + E(U_1 - U_0 | U_D \geq z\theta) = x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) \frac{\phi(z\theta)}{\Phi(z\theta)} \quad [6]$$

donde  $\rho_1 = \frac{\sigma_{1D}}{\sigma_1}$ ,  $\rho_0 = \frac{\sigma_{0D}}{\sigma_0}$  y  $\phi(\cdot)$  y  $\Phi(\cdot)$  son respectivamente las funciones de densidad y distribución de una normal estándar. La última igualdad en [6] se deriva a partir del supuesto de distribución gaussiana de los términos de perturbación.

Se puede obtener una estimación incondicional del TT integrando sobre la distribución conjunta de  $X$  y  $Z$  para los individuos que han recibido el tratamiento, suponiendo que  $n_t$  es el número de individuos que reciben dicho tratamiento:

$$TT = E(Y_1 - Y_0 | D(z) = 1) = \int TT(X, Z, D(Z) = 1) dF(X, Z | D(Z) = 1) \approx \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^n D_i TT[x_i, z_i, D(z_i) = 1] \quad [7]$$

El LATE se define como la ganancia esperada para aquellos a los que un cambio en el instrumento  $Z_k$  les induce a recibir el tratamiento. El instrumento  $Z_k$  es una variable que afecta a la decisión de tratamiento (está incluida en  $Z$ ) pero no afecta a los resultados (no está incluida en  $X$ ). En el contexto en el que nos encontramos, se define el LATE a partir de un cambio de  $Z\theta = z\theta$  a  $Z\theta = z'\theta$  con  $z\theta < z'\theta$  y siendo  $z$  y  $z'$  iguales en todo excepto en el elemento  $k$ -ésimo. El LATE se define como:

$$\begin{aligned} \text{LATE}(D(z) = 0, D(z') = 1, X = x) &= E(Y_1 - Y_0 | D(z) = 0, D(z') = 1, X = x) = \\ &= x(\beta_1 - \beta_0) + E(U_1 - U_0 | -z'\theta \leq U_D \leq -z\theta, X = x) = \\ &= x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) \frac{\phi(z'\theta) - \phi(z\theta)}{\Phi(z'\theta) - \Phi(z\theta)} \end{aligned} \quad [8]$$

La última igualdad en [8] se deriva a partir del supuesto de distribución gaussiana de los términos de perturbación. La versión incondicional es:

$$\begin{aligned} \text{LATE}_{z'} &= E(Y_1 - Y_0 | D(z) = 0, D(z') = 1) = \\ &= \int \text{LATE}(D(z) = 0, D(z') = 1, X) dF(X) \approx \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{LATE}(D(z) = 0, D(z') = 1, x_i) \end{aligned} \quad [9]$$

El MTE es el efecto que tiene el tratamiento para los individuos con un valor dado de  $U_D = u_D$ :

$$\begin{aligned} \text{MTE}(x, u_D) &= E(Y_1 - Y_0 | X = x, U_D = u_D) = \\ &= x(\beta_1 - \beta_0) + E(U_1 - U_0 | U_D = u_D, X = x) = x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) u_D \end{aligned} \quad [10]$$

La última igualdad en [10] se deriva a partir del supuesto de distribución gaussiana de los términos de perturbación. Dado que  $U_D$  es independiente de  $X$ , el parámetro MTE incondicional en los observables  $X$  es:

$$\begin{aligned} \text{MTE}(u_D) &= \int \text{MTE}(X, u_D) dF(X) \approx \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \text{MTE}(x_i, u_D) = \bar{x}(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) u_D \end{aligned} \quad [11]$$

Como se puede ver en las ecuaciones [10] y [11], el MTE depende de los valores de  $u_D$ , de manera que si evaluamos MTE para valores altos de  $u_D$ , estaremos calculando la ganancia media para aquellos individuos cuyos inobservables hacen más probable su participación en el tratamiento y al contrario para valores bajos de  $u_D$ . Nótese que si  $u_D = 0$ , MTE coincide con ATE.

Los cuatro parámetros que hemos definido serían iguales en caso de que  $\rho_1 \sigma_1 = \rho_0 \sigma_0$ , es decir en caso de independencia entre  $U_D$  y  $(U_1 - U_0)$ . En este caso los individuos no se seleccionan en el tratamiento en base a sus ganancias inobservables y existe un único efecto igual al ATE. En ese caso no habría heterogeneidad en el efecto del tratamiento.

### 3. RESULTADOS

Los datos empleados en este trabajo son de 1994 para España y proceden del Panel de Hogares de la Unión Europea (PHOGUE). La información que se maneja corresponde a hombres asalariados con edad entre 16 y 65 años que

trabajan más de 15 horas a la semana<sup>1</sup> y de los que se dispone sobre la información del nivel educativo de sus padres.

Realmente en PHOGUE no se pregunta sobre los antecedentes familiares, lo que nos impide conocer dichos antecedentes para todos los individuos. No obstante, 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 la muestra de asalariados de entre 16 y 65 años, una submuestra de 616 hombres para los que se dispone de la información de la madre y del padre.

A pesar de que se pierden datos de bastantes individuos, nos ha parecido importante contar con la información sobre antecedentes familiares porque su consideración en la estimación de los rendimientos es importante para la eliminación de sesgos (ver Card, 1999) y porque pensamos que son muy importantes en el caso de España para la determinación del nivel educativo de los individuos<sup>2</sup>.

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 algunas de las variables más relevantes.

Para la estimación de los rendimientos de la educación superior empleando el marco descrito en la sección anterior, se puede emplear el procedimiento bietápico de Heckman habitual (véase Heckman et al., 2000 y 2001). Así, se estima en la primera etapa el modelo probit de selección en el “tratamiento”, ecuación [3], que en nuestro caso será el modelo de determinación de si los individuos tienen o no estudios superiores. En segundo lugar, se estiman incluyendo el correspondiente término de selección obtenido de la primera etapa, las ecuaciones de determinación del resultado con y sin “tratamiento”, ecuaciones [1] y [2], que en nuestro caso son las ecuaciones salariales de los individuos con o sin estudios superiores. Empleando las estimaciones anteriores se obtienen, a partir de las expresiones presentadas en el apartado 2, estimaciones para los efectos incondicionales del tratamiento.

Las ecuaciones salariales que empleamos incluyen como regresores un polinomio de orden dos de la experiencia laboral, variables de antecedentes familiares, en la línea de lo sugerido en Card (1999), y variables que reflejan la región de residencia del individuo.

---

<sup>1</sup> 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 (ver Arrazola y Hevia, 2001).

<sup>2</sup> A modo ilustrativo, para nuestra muestra el número medio de años de estudio del padre para individuos con estudios superiores es de 8,5 frente a los 5,1 de los que no tienen estudios superiores. Para el nivel de estudio de las madres las cifras son 6,3 y 4,7 respectivamente.

Para la estimación del probit de la primera etapa se ha generado la variable Superiores que indica si el individuo tiene o no estudios superiores. En total contamos con 54 individuos con estudios superiores y 562 sin estudios superiores. Además, como se ha dicho en el apartado anterior, en la estimación del 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 superior y que se excluye de las ecuaciones salariales, para permitir la identificación, es la variable LGE, que indica si el individuo ha realizado sus estudios antes o después de la promulgación de la Ley General de Educación de 1970<sup>3</sup>.

La Tabla 1 recoge los resultados de la estimación del modelo probit de determinación de si el individuo realiza (Superiores = 1) o no (Superiores = 0) estudios superiores. La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación de las ecuaciones salariales para ambos grupos de individuos. Dado que para los individuos con estudios superiores las variables del nivel educativo del padre y de la madre no eran significativas ni individual ni conjuntamente, se presentan las estimaciones con y sin ellas lo cual no afecta sustancialmente a los resultados. Para el caso de los individuos sin estudios superiores, aunque las variables de antecedentes familiares no son significativas individualmente sí que lo son conjuntamente por lo que se decidió mantenerlas.

A partir de las estimaciones presentadas en las Tablas 1 y 2 se calculan las estimaciones de los efectos del tratamiento que se presentan en la Tabla 3. La columna I contiene los resultados que se obtienen cuando en la ecuación salarial de Superiores = 1 se incluye la educación de los padres y la columna II cuando no se incluye. En general, no se aprecian importantes diferencias entre los resultados de las columnas I y II, por lo que nos centraremos en los resultados de la columna II. Se presentan el ATE, TT y LATE totales y como porcentaje de la diferencia media de años de estudio entre los individuos con y sin estudios superiores (7,883 años), es decir una aproximación al rendimiento por año adicional de estudios superiores. El LATE se calcula para un cambio en el instrumento LGE de 0 a 1, es decir, haber estudiado antes o después de la promulgación de la Ley General de Educación de 1970. Respecto al MTE, dado que depende linealmente de  $U_D$  (ver ecuación [11]) y que por tanto existe un MTE para cada valor de  $U_D$ , presentamos únicamente la pendiente de dicha relación, es decir la estimación de  $(\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0)$ .

Los resultados nos muestran que el rendimiento por un año adicional de educación superior es aproximadamente del 11,6% para un individuo tomado aleatoriamente de la población (ATE%), mientras que para un individuo que ha

---

<sup>3</sup> Para una discusión sobre el efecto de LGE sobre la educación véase Arrazola y Hevia (2002a) y como ejemplos del empleo de LGE como variable instrumental véase Arrazola et al. (2002) y Arrazola y Hevia (2002b).

recibido educación superior es aproximadamente de 4,5% (TT%), lo que está en consonancia con lo que se obtiene en Heckman et al. (2001) para Estados Unidos. A priori, se podría pensar que los individuos se autoseleccionan para recibir educación superior en base a su ganancia idiosincrásica por el “tratamiento”, en cuyo caso el TT sería superior al ATE. Una posible interpretación de que el ATE sea superior al TT es que existan grupos de individuos que no están recibiendo el tratamiento que poseen unos rendimientos más elevados que los que si lo están recibiendo, lo cual podría deberse a la existencia de restricciones de acceso a la enseñanza superior para esos grupos. No obstante, hay que ser cauto en la interpretación de los resultados obtenidos por dos motivos. Primero porque dada la heterogeneidad existente en nuestra muestra en el grupo de individuos sin estudios superiores y la gran diferencia que existe entre los niveles medios de años de estudio entre los individuos que reciben y no reciben el tratamiento, el elevado valor del ATE en relación al TT puede estar reflejando que esas restricciones de acceso no se producen en la enseñanza superior sino en otros niveles educativos inferiores. Y segundo, porque si se contrasta la hipótesis  $\rho_1 \sigma_1 = \rho_0 \sigma_0$ , sólo se rechaza a un nivel de significación del 15% para la columna I de la Tabla 3 y del 20% para la columna II, lo cual estaría indicando que las diferencias entre los parámetros no son estadísticamente muy significativas.

El valor estimado para el LATE% es del 7,9%, lo cual se puede interpretar como el rendimiento de un año adicional de educación superior para aquellos individuos a los que la Ley General de Educación hizo cambiar sus decisiones educativas. El que el valor del LATE sea superior al del TT se puede interpretar como que la Ley General permitió el acceso a estudios superiores a individuos con un rendimiento relativamente alto.

El valor estimado de la pendiente del MTE es de  $-0,3$ . Esta pendiente negativa indica que aquellos individuos con inobservables que hacen más probable que tengan estudios superiores reciben el menor rendimiento de la educación.

Con objeto de comparar los resultados obtenidos por este procedimiento con las estimaciones del rendimiento educativo que habitualmente se realizan en la literatura, se ha llevado a cabo la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y por Variables Instrumentales (VI) de la clásica ecuación que relaciona el logaritmo de los salarios con la educación, un polinomio cuadrático de la experiencia y un conjunto de variables de control. En nuestro caso, por homogeneidad con lo realizado anteriormente, se emplea la variable Superiores como medida de la educación para poder medir el efecto de la educación superior. Las variables de control que empleamos son como antes las variables de región de residencia y de nivel educativo de los padres y el instrumento es también LGE. Los resultados obtenidos se presentan en la Tabla 4.

Respecto a las estimaciones MCO se obtiene que el efecto total de la educación superior es de 0,473, lo que supone aproximadamente un rendimiento por



año adicional de estudios del 6%, lo que le sitúa entre los valores del TT y del LATE presentados anteriormente. Respecto a la estimación VI señalar que se presentan resultados con y sin variables de nivel educativo de los padres ya que no son significativas conjuntamente, lo que en cualquier caso no afecta a los resultados. Por otro lado, los contrastes de F de instrumentos excluidos y  $R^2$  parcial del instrumento sugeridos por Bound et al. (1995) apoyan la validez de LGE como instrumento. Se obtiene que el efecto total de la educación superior está por encima de 0,5, lo que supone aproximadamente un rendimiento por año adicional de estudios del 7%. Este valor de nuevo se encuentra entre el TT y el LATE y supera, como es habitual en la literatura al obtenido por MCO.

Algunos autores como Card (1999) y (2000) sugieren que la estimación VI de ecuaciones salariales como las empleadas para obtener los resultados de la Tabla 4, nos proporcionan una estimación del LATE asociado al instrumento y no del ATE o del TT. Nuestros resultados presentados en las Tablas 3 y 4 son coherentes con esta interpretación, dado que nuestra estimación del rendimiento por VI (Tabla 4) está más próxima al LATE que al TT o al ATE presentados en la Tabla 3.

#### 4. CONCLUSIONES

En este trabajo se han estimado diferentes efectos del tratamiento educación superior para el caso de España empleando el procedimiento sugerido en Heckman et al. (2000) y (2001). Aunque dicha propuesta no está exenta de supuestos distribucionales, su sencillez la convierte en un buen punto de partida para el análisis del efecto de un tratamiento.

Nuestros resultados apuntan en el sentido de que el rendimiento de la educación superior para un individuo tomado aleatoriamente de la población (ATE) supera al de los individuos que efectivamente reciben educación superior (TT). El LATE calculado para el instrumento LGE sugiere que el rendimiento de la educación superior de aquellos individuos a los que la LGE hizo tener estudios superiores es mayor que el de la media de los individuos con estudios superiores. Este último resultado se puede interpretar en el sentido de que reformas similares a dicha ley que hicieran disminuir las dificultades en el acceso a la educación superior, afectarían a individuos con un rendimiento superior al de la media.

A modo de conclusión, podemos decir que los resultados ponen de manifiesto la posible existencia de heterogeneidad en los rendimientos de la educación y, por tanto, la importancia de distinguir unos efectos de otros a la hora de evaluar, en general, cualquier tratamiento y, en particular, el de la educación.

## 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.

*Superiores.*—PHOGUE proporciona información sobre el nivel de estudios más alto completado por el individuo. A partir de dicha información se ha construido la variable Superiores que toma valor 1 si el individuo ha completado estudios superiores de ciclo corto o largo y valor 0 para cualquier otro nivel de estudios inferior.

*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.

*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 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.

*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 de la madre.

### 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 resi-



dencia 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 0 para aquellos individuos que en 1994 tenían 29 años o menos y 1 para el resto.



## APÉNDICE II. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

**Tabla A.II.1**  
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	Salario/hora		Experiencia		Edad		Número de individuos
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	
Superiores							
SI	896,4	396,5	5,3	4,9	29,3	5,4	54
NO	523,4	223,2	7,0	5,9	24,9	5,4	562
LGE							
SI	530,4	234,3	5,1	3,4	23,4	3,3	511
NO	681,2	355,7	15,3	7,6	34,5	5,3	105
Nivel educativo madre							
< 9 años de estudio	549,6	258,8	7,0	5,9	25,3	5,5	585
≥ 9 años de estudio	677,4	343,3	4,3	4,1	24,5	6,0	31
Nivel educativo padre							
< 9 años de estudio	540,1	245,7	7,1	5,9	25,3	5,6	552
≥ 9 años de estudio	693,7	367,7	4,7	4,3	25,2	5,4	64
Total	556,1	264,8	6,7	5,8	25,3	5,6	616

**Tabla 1**  
RESULTADOS DEL PROBIT DE EDUCACIÓN SUPERIOR  
VARIABLE DEPENDIENTE: SUPERIORES

Constante	-1,976 (0,249)
LGE	1,438 (0,254)
Educación padre	0,105 (0,026)
Educación madre	0,028 <sup>(*)</sup> (0,035)
Experiencia	-0,095 (0,044)
Experiencia <sup>2</sup>	0,0006 <sup>(*)</sup> (0,002)
Madrid	0,336 <sup>(*)</sup> (0,245)
Logaritmo función verosimilitud	-143,755
SE	0,252
N	616

(\*) No significativa al 10%.

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



**Tabla 2**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES SALARIALES**  
**VARIABLE DEPENDIENTE: LOG(SALARIO)**

	Superiores = 1		Superiores = 0
Constante	6,561 (0,379)	6,368 (0,257)	5,705 (0,103)
Experiencia	0,103 (0,043)	0,105 (0,040)	0,035 (0,008)
Experiencia <sup>2</sup>	-0,005 (0,002)	-0,005 (0,002)	-0,0008 (0,0003)
Educación padre	0,005 <sup>(*)</sup> (0,017)	—	0,011 <sup>(*)</sup> (0,014)
Educación madre	-0,023 <sup>(*)</sup> (0,024)	—	0,017 <sup>(*)</sup> (0,012)
Lambda	-0,296 (0,127)	-0,248 (0,106)	0,061 <sup>(*)</sup> (0,221)
$\chi^2$ Región	28,195	30,133	20,58
SE	0,430	0,423	0,436
N	54		562

(\*) No significativa al 10%.

*Nota:* Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas por el procedimiento de White. En la ecuación de Superiores = 0, las variables Educación padre y Educación madre son significativas conjuntamente al 5% ( $\chi^2 = 5,6$ ).

**Tabla 3**  
**EFFECTOS DEL "TRATAMIENTO" EDUCACIÓN SUPERIOR**

	I	II
ATE	1,010	0,917
ATE%	12,811	11,635
TT	0,358	0,358
TT%	4,547	4,547
LATE	0,666	0,620
LATE%	8,453	7,870
Pendiente MTE	-0,357	-0,308

*Notas:* Los efectos porcentuales se calculan escalando el efecto total por la diferencia media de años de estudio que existe entre los individuos con y sin estudios superior (7,883 años).

**Tabla 4**  
**ESTIMACIÓN DE LA ECUACIÓN SALARIAL POR MCO Y VI**  
**VARIABLE DEPENDIENTE: LOGARITMO DEL SALARIO**

	MCO	VI	
Constante	5,701 (0,096)	5,706 (0,098)	5,833 (0,097)
Superiores	0,473 (0,073)	0,542 (0,287)	0,561 (0,272)
Experiencia	0,037 (0,008)	0,037 (0,008)	0,034 (0,008)
Experiencia <sup>2</sup>	-0,0009 (0,0003)	-0,0009 (0,0003)	-0,0009 (0,0003)
Educación padre	0,010 <sup>(*)</sup> (0,010)	0,008 <sup>(*)</sup> (0,012)	—
Educación madre	0,013 <sup>(*)</sup> (0,011)	0,012 <sup>(*)</sup> (0,011)	—
$\chi^2$ Región	20,664	19,183	19,599
F instrumentos excluidos	—	20,703	21,059
R <sup>2</sup> parcial del instrumento	—	0,033	0,034
SE	0,440	0,440	0,442
N	616	616	616
Rendimiento %	6,004	6,876	7,117

(\*) No significativa al 10%.

*Nota:* Los números entre paréntesis son las desviaciones típicas estimadas por el procedimiento de White. En la estimación por MCO, las variables Educación padre y Educación madre son significativas conjuntamente al 5% ( $\chi^2 = 7,2$ ). El rendimiento porcentual se calcula escalando el coeficiente de la variable Superiores por la diferencia media de años de estudio que existe entre los individuos con y sin estudios superiores (7,883 años).



## REFERENCIAS

- ARRAZOLA, M., y DE HEVIA, J. (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.
- (2002a): *Evaluación económica de políticas educativas: una ilustración con la Ley General de la Educación de 1970*, mimeo.
  - (2002b), *Sensibilidad de las estimaciones del rendimiento de la educación a la elección de instrumentos y de forma funcional*, mimeo.
- ARRAZOLA, M.; DE HEVIA, J.; RISUEÑO, M., y SANZ, J. F. (2002): *Returns to education in Spain: some evidence on the endogeneity of schooling* de próxima aparición en *Education Economics*.
- BOUND, J.; JAEGER, D., y BAKER, R. (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 (430), pp. 443-450.
- CARD, D. (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.
- HECKMAN J. (1997): “Instrumental Variables: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used In Making Program Evaluations”, *Journal of Human Resources* 32, pp. 441-462.
- HECKMAN, J., y ROBB, R. (1985): “Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions”, en Heckman, J. y B. Singer (eds.) *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, *Econometric Society Monographs* núm. 10, Cambridge University Press.
- HECKMAN, J.; LALONDE, R., y SMITH, J. (1999): “The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs”, en: Ashenfelter, O. y D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, North-Holland, Amsterdam.
- HECKMAN, J.; TOBIAS, J. L., y VYTLACIL, E. (2000): “Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent Variable Framework with an Application to Estimating the Returns to Schooling”, *Working Paper 7950*, NBER.
- (2001), “Four Parameters of Interest in the Evaluation of Social Programs”, *Southern Economic Journal*, 68(2), pp. 210-223.

- HECKMAN, J., y VYTLACIL, E. (2000a): “The relationship between treatment parameters within a latent variables framework”, *Economics Letters*, 66, pp 33-39.
- (2000b): “Local Instrumental Variables”, *Technical Working Paper 252*, NBER.

## ***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 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.<sup>a</sup> 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.<sup>a</sup> 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 Zárata 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 96.
- 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.<sup>a</sup> 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:* Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.<sup>a</sup> Dolores Montávez Garcés.  
Páginas 28.
- 20/02 Optimal endowments of public investment: an empirical analysis for the Spanish regions.  
*Autores:* Óscar Bajo Rubio, Carmen Díaz Roldán y M.<sup>a</sup> 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 período 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.