

LOS EFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE EL EMPLEO JUVENIL EN ESPAÑA: NUEVA EVIDENCIA CON DATOS DE PANEL*

Inmaculada González Güemes

Universidad de Valladolid

Sergi Jiménez Martín

Universidad Carlos III

Carlos Pérez Domínguez

Universidad de Valladolid

En este trabajo se ofrece nueva evidencia sobre el efecto del salario mínimo en el empleo de los adolescentes españoles. Como principales novedades destacan las siguientes: primeramente, la toma en consideración de un periodo muestral (1989-1998) que comprende los dos procesos de equiparación del salario mínimo por edades que han tenido lugar en España; en segundo lugar, se utiliza una muestra de datos de panel mediante la cual ha sido posible calibrar el efecto diferenciado del mínimo salarial sobre el empleo adolescente de las diferentes regiones españolas; y, por último, se han tomado en consideración diversas especificaciones dinámicas, poniéndose de manifiesto la importancia de los efectos retardados del salario mínimo sobre el empleo para poder calibrar el impacto global con propiedad. El resultado más relevante, a escala nacional, es que el empleo de los más jóvenes responde de manera negativa y significativa a los cambios en el salario mínimo una vez tomado en consideración el desfase temporal con el que el mismo actúa. Por comunidades autónomas la elasticidad obtenida del empleo adolescente a los cambios en el salario mínimo varía considerablemente según la región examinada. Se ofrecen algunas especulaciones sobre las razones de dichas diferencias.

Palabras clave: salario mínimo, empleo, adolescentes, España, Comunidades Autónomas.

(*) Agradecemos la ayuda financiera prestada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales (III Plan Nacional de la Investigación Científica y Desarrollo Tecnológico). Asimismo los autores agradecen los comentarios de los asistentes al XXV Simposio de Análisis Económico celebrado en la Universidad Autónoma de Barcelona (en diciembre de 2000), en el que fue expuesto este trabajo.

1. INTRODUCCIÓN

El efecto que los salarios mínimos legales tienen sobre el empleo de los colectivos más susceptibles de verse afectados por los mismos constituye una constante fuente de controversia entre los economistas. La controversia se justifica por el hecho de que los modelos teóricos no predicen con certeza el signo de la variación en el empleo, divergencia que también se pone de manifiesto en los estudios empíricos efectuados.

Por un lado, una amplia batería de trabajos realizados primordialmente para la economía norteamericana y fundamentados en una estructura competitiva del mercado de trabajo, estiman elasticidades negativas del empleo adolescente ante cambios en el salario mínimo legal. Entre ellos se encuentran los trabajos de Hashimoto y Mincer (1970), Welch (1974), Hamermesh (1981), Brown *et al.* (1982), Wellington (1991), Neumark y Wascher (1992), Deere *et al.* (1995), Currie y Fallick (1996), Partridge y Partridge (1998), Williams y Mills (1998) y Baker *et al.* (1999).

Pero también existen varios estudios en los que el mínimo salarial parece ejercer un efecto despreciable e incluso positivo sobre el empleo de los colectivos menos cualificados. A este respecto pueden consultarse, por ejemplo, los trabajos de Card (1995), Manning y Machin (1996), Dickens *et al.* (1998,1999), Bhaskar (1999), Lang y Kahn (1999) fundamentados en esquemas monopsonísticos de mercado de trabajo o los de Rebitzer y Taylor (1995) relacionados con la hipótesis de los salarios de eficiencia.

En el caso de la economía española, los trabajos que estudian el impacto de los salarios mínimos son relativamente escasos: Pérez Domínguez (1995), Dolado *et al.* (1996), Dolado y Felgueroso (1997), González Güemes (1997), Dolado *et al.* (1999) y Pérez Domínguez *et al.* (2002). Además, todos ellos se centran, muy especialmente, en averiguar cómo afecta el suelo salarial al empleo de los más jóvenes a escala nacional y comparten un resultado fundamental con independencia del substrato teórico que les da soporte: los incrementos del salario mínimo legal reducen el empleo de los adolescentes en el conjunto de la nación.

Una cuestión de especial relevancia, y que apenas ha sido abordada en nuestro país, consiste en averiguar cómo afectan las modificaciones del salario mínimo al empleo adolescente de las diferentes regiones españolas. A pesar de que en España el salario mínimo es de cobertura universal y apenas registra variaciones efectivas entre las diferentes comunidades autónomas, existen suficientes divergencias en la estructura socio-laboral de cada región como para pensar en la posibilidad de un efecto diferenciado sobre el empleo adolescente de cada una de ellas.

Este fenómeno sólo ha sido abordado por Dolado y Felgueroso (1997) los que, mediante un procedimiento de *switching regression*, estiman cuál es la probabilidad de que el empleo de los adolescentes de las diferentes comunidades autónomas españolas se encuentre en uno de los tres posibles regímenes de un mercado monopsonístico. La principal conclusión es que el régimen más verosímil para la mayoría de las regio-

nes es el de *no operatividad*, esto es, que la tasa de empleo de los jóvenes no se vea afectada por el salario mínimo legal.

No obstante, el método de estimación que siguen estos autores presenta algunos problemas. En primer lugar, no permite especificar las elasticidades concretas con las que el empleo adolescente responde a los cambios del salario mínimo en cada una de las diferentes comunidades autónomas y, en segundo lugar, no toma en consideración los posibles efectos dinámicos que ejerce una cierta variación del mínimo salarial.

El comportamiento dinámico del empleo, en respuesta a los cambios del salario mínimo, ha tomado recientemente un puesto central en la literatura, dado que en este fenómeno parece encontrarse la clave de la discrepancia entre las estimaciones tradicionales (en las que el salario mínimo ejerce un efecto negativo sobre el empleo) y las "nuevas investigaciones sobre el salario mínimo" (según las cuales el efecto sería nulo o ligeramente positivo). Al respecto pueden consultarse los trabajos de Neumark y Wascher (1992) y de Baker *et al.* (1999).

El análisis que presentamos en este trabajo se lleva a cabo mediante la estimación de varios modelos de complejidad creciente con datos de panel, que explotan tanto la variación regional como temporal de las series. Utilizando datos de panel es posible solventar los dos problemas previamente mencionados dado que, por un lado, se hace posible calcular elasticidades de respuesta al salario mínimo heterogéneas por regiones y por otro, se posibilita la inclusión de efectos dinámicos en la respuesta del empleo adolescente.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma: en el segundo apartado se desarrolla una fundamentación teórica del modelo. En el tercer apartado se procede a su especificación y se exponen los métodos econométricos utilizados en las estimaciones. En el cuarto se describen las variables utilizadas. En el quinto apartado se ofrece alguna evidencia de corte descriptivo. En el sexto se estima el modelo y se comentan los resultados más relevantes. En el séptimo apartado se sintetizan las principales conclusiones. Por último, un apéndice que incluye la definición de las principales variables utilizadas así como su estadística descriptiva más relevante.

2. FUNDAMENTACIÓN TEÓRICA

No existe un consenso sobre los efectos del establecimiento o la posterior revisión de un salario mínimo sobre el empleo desde el punto de vista teórico. En un marco perfectamente competitivo, con trabajo homogéneo, un mínimo salarial efectivo reduciría el empleo; tomando, en cambio, como referencia una estructura monopsonística de mercado de trabajo podría producirse justamente el efecto contrario.

Es conveniente aclarar que los rasgos específicos del mercado de trabajo español no permiten calificarlo ni de perfectamente competitivo ni

de monopsonístico. Por un lado, no parece muy realista considerarlo como un monopsonio ya que en el mismo interviene un gran número de empresas que compran servicios del trabajo, sin que sea excesivamente creíble una coalición entre las mismas para hacerlo de manera más o menos conjunta. Por otro lado, dista mucho de cumplir las condiciones idealizadas que supone la competencia perfecta, por varias razones. En primer lugar, los salarios no se determinan en España de forma competitiva, sino que son producto, básicamente, de negociaciones colectivas. En segundo lugar, los contratos laborales están sometidos a restricciones institucionales y existen importantes trabas para la extinción de los mismos. Por último, como consecuencia de las distorsiones en los sistemas de precios y de salarios, las diferencias salariales son pequeñas y esto hace que la movilidad laboral sea escasa.

A pesar de todo ello, las herramientas básicas del análisis competitivo van a continuar siendo, en esencia, válidas, dado que las funciones de demanda y de oferta de trabajo continuarán existiendo. Detrás de ellas se seguirá escondiendo la decisión de un número amplio de agentes individuales y optimizadores condicionados, evidentemente, por todas las restricciones antes mencionadas¹. Vamos a suponer, por tanto, como válido un análisis del mercado de trabajo español fundamentado en las fuerzas de la oferta y de la demanda.

Una consideración importante que debe tenerse en cuenta es el hecho de que las plantillas laborales son heterogéneas. Tanto en el mercado de trabajo nacional, como en los correspondientes mercados regionales, existe una distribución de salarios que, de alguna forma, se asocia con las productividades marginales de las distintas categorías de trabajadores. La presencia de un salario mínimo genera un pico (*spike*) en dicha distribución, de forma que el empleo de aquellos trabajadores cuyo salario de equilibrio (productividad marginal) es menor que el mínimo salarial se verá reducido. No obstante, resulta relevante considerar la posibilidad de que el empleo de las categorías laborales con productividades marginales ligeramente por encima del pico generado por el salario mínimo puede crecer, en la medida en que dichos trabajadores sean buenos sustitutos de los desplazados por el establecimiento del suelo salarial².

De acuerdo con lo anterior, cabe esperar que el impacto de un salario mínimo sobre una determinada distribución de salarios (y por tanto sobre el empleo) será tanto mayor cuanto más próximo se encuentre el mínimo, del salario medio correspondiente. La forma más habitual de aproximar este efecto consiste en calcular el denominado *Índice de Kaitz* que no es más que el cociente entre el salario mínimo y el salario medio en una determinada distribución de salarios.

(1) Sánchez Molinero (1992).

(2) Pueden verse al respecto: Meyer y Wise (1983) y Hamermesh (1992, pág. 185).

El efecto de un salario mínimo será mayor sobre aquellos colectivos laborales que perciban las retribuciones más bajas de la distribución salarial. Es por ello, que el grupo de los adolescentes (comprendidos entre los 16 y los 19 años) resulta ser el utilizado con mayor frecuencia en los estudios sobre el impacto de los salarios mínimos. Su escasa cualificación y su reducida experiencia laboral concentran al grupo en la cola más baja de la distribución de salarios.

De acuerdo con lo anterior, es posible postular una ecuación de empleo adolescente en forma reducida que permita captar los efectos del salario mínimo en las diferentes regiones españolas de acuerdo con la siguiente expresión:

$$e_{it} = f(IK_{it}, X_{it}) \quad (1)$$

donde los subíndices i,t representan, respectivamente, la región y el periodo de tiempo considerados; e representa la tasa de empleo adolescente (esto es, el porcentaje de ocupados con edades comprendidas entre los 16 y los 19); IK el índice de Kaitz regional. Dado que detrás de esta forma reducida se esconden sendas ecuaciones estructurales de demanda y oferta laboral adolescente debe incorporarse a la ecuación de empleo una batería de controles (X) de los potenciales desplazamientos (exógenos y endógenos) de la demanda y de la oferta de trabajo adolescentes.

3. ESPECIFICACIÓN Y MÉTODOS ECONÓMICOS

En este apartado se especifica la ecuación de empleo (1) introducida en el apartado previo y se detallan los métodos econométricos empleados en su estimación. Previamente es preciso efectuar la siguiente puntualización.

La comparación de los diversos Índices de Kaitz regionales en un momento dado del tiempo (sección cruzada) no es una forma muy adecuada de captar el efecto de los salarios mínimos sobre el empleo adolescente de cada región. Y es que, en la medida en que el salario mínimo *legal* presente una nula dispersión geográfica (como es el caso de España), el Índice de Kaitz de una cierta región no será más que una medida inversa de su nivel salarial medio y los efectos registrados sobre el empleo serán fruto, meramente, de la diversidad geográfica en la mezcla de cualificaciones.

Más interés presentan, sin embargo, los estudios que se fundamentan en la evolución temporal de los índices. Si, a lo largo del tiempo, la brecha que separa el salario mínimo de la media de la distribución de salarios de una cierta región se acorta, cabe esperar que se produzcan efectos sobre la tasa de empleo de los colectivos laborales con menores remuneraciones (como es el de los adolescentes) de la región.

La variación del empleo adolescente ante un mismo incremento del mínimo salarial depende, en todo caso, de las peculiaridades productivas

e institucionales de la región y, en este sentido, resulta muy adecuado el uso de datos de panel. De este modo, además de permitir la variabilidad temporal, es posible descontar las peculiaridades regionales, estables en el tiempo, que de otra manera sesgarían las estimaciones (efectos fijos regionales). Además, el panel permite contrastar adecuadamente en qué medida la sensibilidad a una variación del salario mínimo es común o difiere entre las distintas CC.AA. españolas.

Considérese la especificación más sencilla posible de la ecuación de empleo adolescente:

$$e_{it} = \delta IK_{it} + \beta' X_{it} + v_{it}; \text{ donde } i = 1, \dots, 17 \text{ cc.aa.}; t = 1, \dots, R \text{ periodos} \quad (2)$$

donde e es la tasa de empleo adolescente (16-19 años), IK es el índice de Kaitz, X es un vector de otros determinantes, alguno de ellos potencialmente endógenos y, v es un término de error, que podemos descomponer en: $v_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$, donde μ_i es una componente específica a la comunidad de residencia y ε es un término de error puramente aleatorio. Sobre la base de la ecuación (2) consideramos algunos ejercicios de especificación: la extensión, trimestral o anual, dinámica de (2), la incorporación de una estructura de retardos en el Índice de Kaitz y la posibilidad de que el coeficiente del índice de Kaitz varíe entre comunidades autónomas. Incorporando dichas posibilidades a la ecuación (2), obtenemos en el caso de la extensión dinámica de la variable dependiente,

$$e_{it} = \alpha e_{it-r} + \delta_i IK_{it} + \beta' X_{it} + v_{it}; \quad r = 1 \text{ ó } 4 \quad (3)$$

y en el caso de desfases en el Índice de Kaitz

$$e_{it} = \sum_{s=0}^4 \delta_{is} IK_{it-s} + \beta' X_{it} + v_{it} \quad (4)$$

La literatura econométrica de estimación de modelos con datos de panel proporciona numerosos métodos que resuelven el problema de estimar las ecuaciones que hemos planteado en el apartado anterior. Recientemente, Pesaran y Smith (1995) han propuesto un nuevo método que permite estimar los parámetros en el contexto de un modelo dinámico y heterogéneo. Los trabajos empíricos, por otro lado, no son abundantes como para que permitan decantarnos por una u otra forma de estimación aunque Baltagi y Griffin (1997) se han preocupado por comparar, en el contexto de estimación de una ecuación de demanda de gasolina utilizando datos anuales de estados americanos, el comportamiento de los estimadores dinámicos en contextos de datos de panel homogéneos y heterogéneos. Estos autores concluyen: "Incluso cuando se disponen de series temporales largas, los modelos heterogéneos aplicados a ecuaciones individuales tienden a proporcionar peores estimadores, en términos económicos y también cuando se enfrentan a predicciones". Además, entre las posibles alternativas para la estimación de los modelos (Mínimos Cuadrados Ordinarios –MCO–, Mínimos Cuadrados Generalizados –MCG–, Intragrupos, etc.), Baltagi y Griffin se decantan por un método de MCG con efectos aleatorios corrigiendo por la posible presencia de autocorrelación de primer orden (GLS-AR(1)), argumentan-

do que son los que proporcionan mejores resultados en términos estadísticos y económicos.

Sin embargo, el problema que se trata de solventar en este artículo es diferente puesto que los datos pertenecen a comunidades autónomas tomados, en su mayoría, de la Encuesta de Población Activa (EPA). En muchos sentidos, nuestro caso es similar al caso en el que se utilizan datos de cohorte. Es bien conocido que en este último caso siempre se tiene un problema de error de medida en todas las variables del modelo ya que la media muestral es sólo un estimador de la media poblacional y se desconoce el verdadero valor de esta última (en este sentido, se pueden consultar los trabajos de Deaton, 1985, o Verbeek, 1993). Además, en un contexto dinámico, la variable dependiente retardada y los efectos asociados a las diferentes comunidades están correlacionados y, muchas de las variables del modelo también presentarán correlación con los efectos específicos de cada comunidad. En estas circunstancias, el método de MCG no proporcionará estimadores consistentes. Cuando el tamaño muestral temporal y/o el tamaño muestral de las cohortes son reducidos, el problema es mucho más grave tal como Verbeek (1993) demuestra. Para tratar de solventarlo, Deaton (1985) propuso un estimador que controle el error de medida en las variables en un contexto estático, estimador que es asintóticamente equivalente al estimador intragrupos. Por otra parte, en un contexto dinámico, Collado (1998) propone un método de variables instrumentales basado en la estimación del modelo en primeras diferencias, en orden a eliminar los efectos específicos a las comunidades (o las cohortes), que a la vez tiene en cuenta el problema de errores de medida en las variables y corrige la inconsistencia del estimador de mínimos cuadrados.

Afortunadamente, cuando el tamaño muestral de las unidades de observación y el número de períodos disponibles son suficientemente grandes, podemos considerar que incluso en contextos dinámicos se solucionan tanto el problema de los errores en variables como la inconsistencia del estimador intragrupos (ver Nickell, 1981, o Browning *et al.*, 1985). De esta forma, métodos de estimación intragrupos sin la necesidad de utilizar variables instrumentales o haciendo uso de las mismas (si se considera la presencia de correlación entre el término de error y alguna variable explicativa) permiten estimar consistentemente los parámetros de los modelos arriba presentados.

Utilizando los datos de comunidades se estimarán los siguientes modelos: (a) modelos estáticos y dinámicos no heterogéneos en el índice de Kaitz; (b) modelos estáticos y dinámicos heterogéneos en el índice de Kaitz; (c) modelos dinámicos, no heterogéneos y heterogéneos, con desfases en el índice de Kaitz. En todos los casos se controla los efectos específicos a cada comunidad.

Antes de pasar a los resultados, presentamos una descripción de las variables utilizadas.

4. VARIABLES

En este subapartado se describen de forma detallada las variables que se utilizan en la estimación de las ecuaciones de empleo regionales. La estadística descriptiva más relevante se ofrece en el apéndice.

El modelo se formula sobre la variable dependiente es la tasa de empleo adolescente, e . Más en concreto, se trata del cociente entre los ocupados no agrícolas de 16-19 años y la población correspondiente a este grupo de edad. Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Población Activa (EPA).

La variable independiente fundamental es el Índice de Kaitz, IK . Mediante ella se pretende aproximar el efecto de una variación en el salario mínimo regional en relación con la media salarial de cada región. A este respecto deben hacerse algunas aclaraciones.

El Salario Mínimo Interprofesional tiene en España carácter estatutario y se fija anualmente por la Administración a escala nacional. Por ello, un Índice de Kaitz construido como un mero cociente entre dicho salario mínimo y el salario medio regional sería, simplemente, una aproximación inversa de este último, dado que el primero carecería de variabilidad geográfica³. No obstante, hay razones por las que éste puede ser diferente, de manera efectiva, para cada región española. Por un lado, el número de horas trabajadas presenta cierta variabilidad regional durante el periodo de tiempo considerado. Por otro, el salario mínimo estatutario se refiere a los trabajadores a tiempo completo, dado que en el caso de los contratados a tiempo parcial se reduce en proporción a la jornada trabajada⁴. De esta forma, el Índice de Kaitz empleado en este trabajo se elabora de manera que se tengan en cuenta ambos efectos, esto es, como el cociente entre los salarios mínimos por hora trabajada por los trabajadores a tiempo completo de cada región y los salarios medios por hora trabajada correspondientes. Los datos de los salarios medios y de las horas trabajadas provienen de la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios.

Dentro del vector X de otras variables explicativas se encuentran las siguientes:

En primer lugar, se ha introducido un control de la estructura ocupacional adolescente de cada región a través de una variable que mide el porcentaje de adolescentes de la misma ocupados en la agricultura. Esta variable se ha obtenido de la Encuesta de Población Activa (EPA).

(3) Véase al respecto Card y Krueger (1995), p.218.

(4) Además, este contrato se ha utilizado con cierta profusión desde la reforma de 1993, especialmente en las contrataciones juveniles.

Como aproximación de los efectos cíclicos a los que se ve sometida la demanda de trabajo se ha venido incorporando habitualmente, la tasa de desempleo de los varones en edad principal (25 y más años) de cada región⁵. Aunque se trata de una buena medida del ciclo general de la economía, es posible, que dicha variable no recoja toda la magnitud de los efectos del ciclo sobre el empleo juvenil. Las peculiaridades del mercado de trabajo adolescente, básicamente su escasa cualificación y su alto índice de temporalidad, pueden hacer que la respuesta cíclica de este tipo de trabajo experimente algún tipo de desfase con respecto al ciclo económico general. Más en concreto, antes de que una fase recesiva repercuta sobre el paro de los adultos, se han de notar los efectos sobre el empleo juvenil. Por el contrario, al comienzo de una fase expansiva cabe esperar que se produzca una competencia desigual con los parados adultos cuyo capital humano es superior al de los adolescentes, y que éstos sean los últimos contratados. De esta forma, para captar estas posibles peculiaridades del ciclo adolescente se ha incorporado la tasa de paro de los jóvenes (población de entre 20 y 24 años), dado que se trata de un grupo que puede compartir algunas de las características del colectivo adolescente (baja cualificación y alta temporalidad) y, a la vez, su empleo parece no responder significativamente a los cambios en el Índice de Kaitz⁶.

Como controles (inversos) de la oferta de trabajo adolescente se han utilizado sendas tasas de inactividad, una para los individuos de 16 y 17 años y otra para los de 18 y 19 años. Estas tasas constituyen, por otra parte, una buena aproximación del nivel de escolarización del colectivo, cuyas características son esencialmente diferentes para los adolescentes menores de edad (en buena medida inmersos en la educación secundaria e incluso obligatoria) frente a los mayores (que se plantean el paso a la educación superior)⁷. Ambas tasas se han elaborado a partir de los datos procedentes de la EPA.

Otra variable que se ha utilizado como variable de control de la oferta de trabajo es la tasa de actividad femenina. Más específicamente, la tasa de actividad de las mujeres en edades comprendidas entre 25 y 54 años. La actividad de las mujeres es, verosímilmente, sustitutiva de las de los jóvenes, por lo que se espera que una mayor participación femenina reduzca el empleo de los jóvenes. Más en concreto, la tasa de actividad femenina no es una variable de oferta "pura", sino que también recoge

(5) Véanse, por ejemplo, Brown *et al.* (1983) y Wellington (1989).

(6) En los trabajos de Dolado y Felgueroso (1997) y González Güemes (1997) se analiza el efecto del SMI sobre el empleo de los jóvenes (20 a 24 años), obteniéndose una sensibilidad que no resulta ser significativamente distinta de cero. Por su parte, González Güemes (1997) encuentra un resultado similar en el caso de las mujeres.

(7) Éste es el motivo por el que se han separado las tasas en ambas categorías. Estas tasas de inactividad son endógenas y, en consecuencia, en todas las especificaciones se instrumentan con variables retardadas.

fenómenos de sustitución entre factores relacionados con cambios en los precios relativos de los mismos⁸.

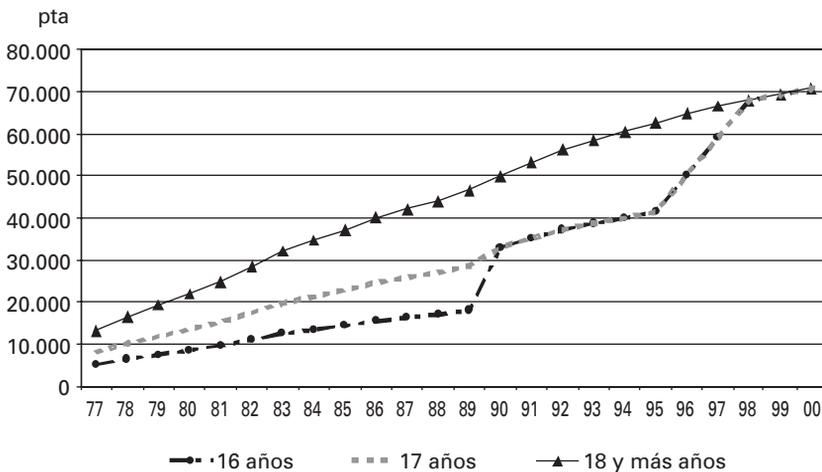
También, se han utilizado otras variables de oferta complementarias como, por ejemplo, el número de menores por familia. Esta variable sería un indicador de la cantidad de recursos que una familia puede dedicar por hijo. Se espera que incida negativamente en la tasa de empleo.

5. EVIDENCIA

En este apartado se ofrece alguna información de carácter descriptivo sobre la evolución de las principales variables del trabajo: el Índice de Kaitz y la tasa de empleo adolescente.

El gráfico 1 muestra el proceso de equiparación de salarios mínimos por grupos de edad que ha tenido lugar en España en el año 1990, en una

Gráfico 1
EL PROCESO DE EQUIPARACIÓN DE LOS SALARIOS MÍNIMOS
POR EDAD EN ESPAÑA

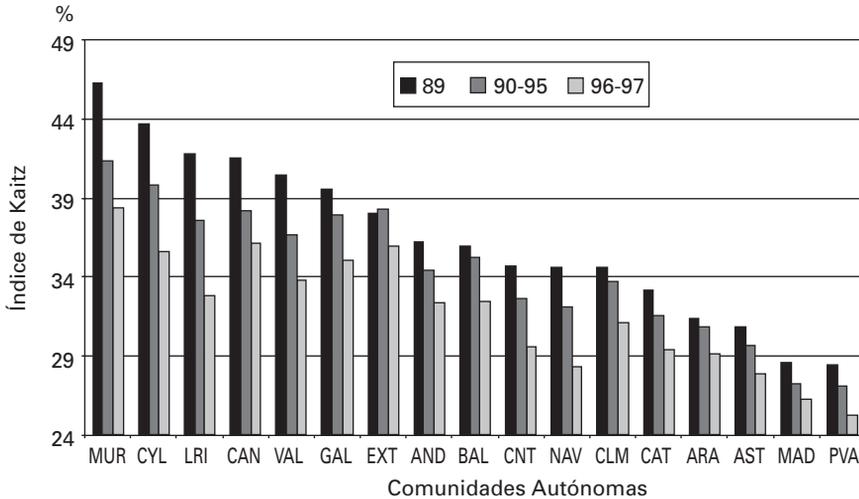


(8) Para ilustrar esto, supóngase, por ejemplo, que aumenta el ratio de población de las mujeres. Como parte de las mujeres (al igual que parte de los jóvenes o parte de los adolescentes) son relativamente cualificados y están empleados a salarios superiores al mínimo, es de esperar que un aumento de la oferta de mujeres se traduzca en una caída del salario de las mismas (salario de las mujeres cualificadas, superior al mínimo) y que esto dé lugar a una sustitución de la mano de obra menos cualificada (adolescentes, o jóvenes contratados en régimen de salario mínimo) por mujeres (relativamente) cualificadas. En definitiva, se espera que exista una relación negativa entre el ratio de población de un grupo y la tasa de empleo de los otros grupos.

primera fase y entre los años 1996 y 1998 en una segunda. El resultado de este proceso de homogeneización por edades ha sido una sustancial elevación del SMI, como se puede inferir del gráfico. En concreto, en el año 1990, y descontando el efecto de los precios, el salario mínimo de los empleados de 16 años se incrementó un 76,5%, el de los trabajadores de 17 años un 8,7% y el de los mayores de 18 años aumentó en apenas un 0,6%. Desde el año 1996, el salario mínimo de los menores de 18 años ha venido creciendo a un ritmo anual medio del 15,6% en términos reales. Más específicamente, en términos nominales el salario mínimo de los trabajadores de 16 años ha aumentado en los últimos 10 años en un 284% y el de los de 17 años un 142%.

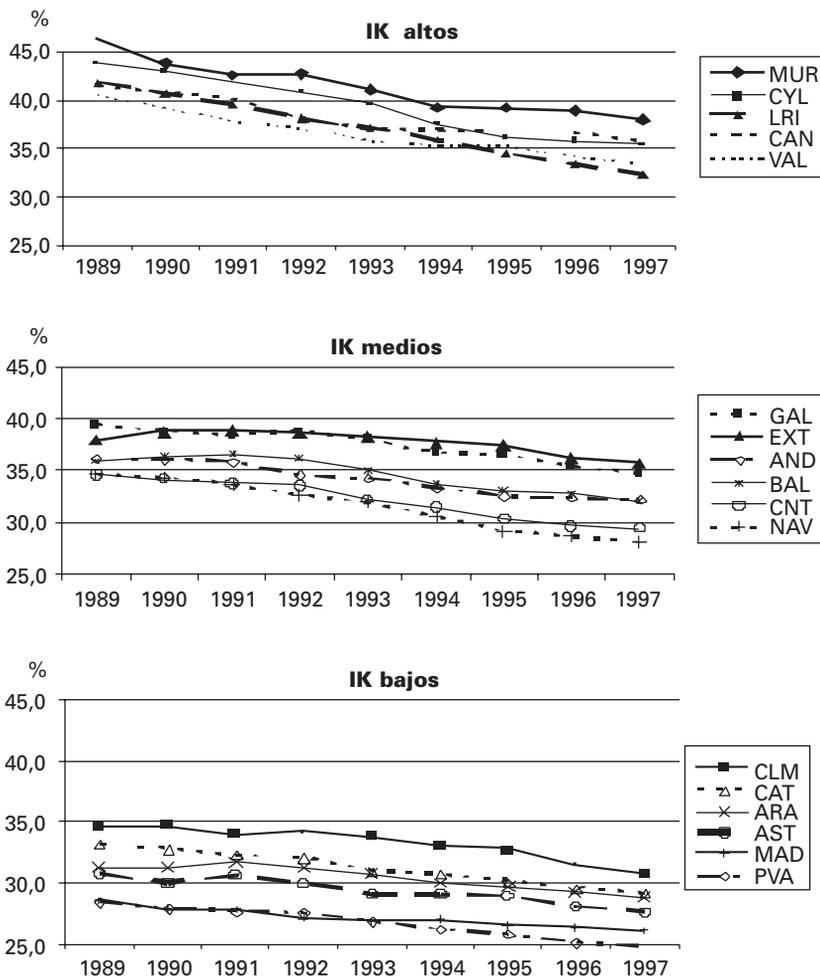
Los gráficos 2 y 3 muestran el Índice de Kaitz por regiones⁹. En concreto, el gráfico 2 muestra el Índice de Kaitz por Comunidades Autónomas en distintos momentos de tiempo (antes de la primera equiparación de salarios mínimos, entre la primera y la segunda homogeneización y después de la segunda equiparación). El gráfico 3 muestra la evolución anual de los Índices de Kaitz regionales. Las series se han agrupado en tres categorías según el valor del Índice de Kaitz. Es preciso señalar que la pertenencia de cada región a una u otra categoría se asocia inversamente con su nivel salarial medio; en cambio, la evolución temporal de los índices parece presentar peculiaridades diferenciales suficientes.

Gráfico 2
ÍNDICE DE KAITZ POR REGIONES EN DISTINTOS MOMENTOS DE TIEMPO



(9) Éste índice se refiere a los trabajadores mayores de 18 años.

Gráfico 3
EVOLUCIÓN DEL IK POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS



De la observación de ambos gráficos se puede inferir lo siguiente. El salario mínimo ha ido continuamente descendiendo en relación con el salario medio regional en todas las Comunidades Autónomas. No obstante, hay que señalar que en las Comunidades que cuentan con un Índice de Kaitz más elevado la reducción de dicho índice ha sido mayor (en torno a ocho puntos) que en el resto de las regiones (alrededor de tres puntos porcentuales). Existe, pues, una cierta tendencia hacia la convergencia en el valor del Índice de Kaitz por regiones. Sin embargo, todavía existen apreciables diferencias. El País Vasco, Madrid, Asturias y Navarra cuentan con los Índices de Kaitz más bajos (alrededor de 0,27), muy por debajo del

de otras Comunidades Autónomas, como por ejemplo, Murcia, Castilla y León, Cantabria, Galicia y Extremadura (superior al 0,35). Este hecho influirá, verosíblemente, en los efectos que la equiparación de mínimos salariales ha tenido sobre el empleo juvenil regional. La corroboración definitiva de este fenómeno queda relegada, no obstante, a los resultados de las estimaciones que se ofrecen en otro apartado.

6. RESULTADOS

Los cuadros 1, 2 y 3 muestran las elasticidades de la tasa de empleo adolescente ante cambios del índice de Kaitz calculadas a partir de los resultados de las estimaciones¹⁰.

6.1. Modelos sin heterogeneidad por comunidades autónomas

En el cuadro 1 se ofrecen las elasticidades estimadas bajo el supuesto de que el salario mínimo ejerce un efecto homogéneo sobre la tasa de empleo adolescente de las distintas regiones. El dato ofrecido en la primera fila se corresponde con el modelo más básico, estimado sin tomar en consideración los efectos de comunidad; la elasticidad obtenida en este caso es cercana a $-0,8$. No obstante, este coeficiente no ha sido estimado con la suficiente precisión estadística.

Al efectuar un contraste de Hausman para esta regresión, el valor alcanzado por el estadístico correspondiente¹¹ sugiere la necesidad de incorporar al resto de las estimaciones efectos de comunidad.

Tomando en consideración dichos efectos (filas 2 a 4), los resultados obtenidos cambian de manera sustancial, obteniéndose elasticidades del empleo adolescente ante cambios del salario mínimo positivas y significativas. Este hecho podría estar sugiriendo la importancia de los efectos "entre-comunidades" que estarían sesgando la estimación en niveles de la primera fila del cuadro 1.

Más en concreto, la elasticidad del empleo adolescente a los cambios contemporáneos del salario mínimo toma un valor próximo al 0,15% (y significativo al 99%) de acuerdo con la segunda fila del cuadro 1.

Las dos últimas filas de dicho cuadro ofrecen las elasticidades de corto y largo plazo al incorporar, respectivamente, la dinámica trimestral (fila 3) y anual (fila 4) en la variable dependiente. En el caso trimestral, la elasticidad de corto plazo adopta un valor significativo de

(10) En todos los casos la estimación por MCO supera el test de Hausman por lo que no se considera necesario presentar los resultados obtenidos bajo el método de variables instrumentales.

(11) El valor alcanzado por dicho estadístico es de 35,01.

0,16 (en la línea del obtenido en la estimación previa) y la de largo uno de 0,33 también significativo. En el caso anual, las correspondientes elasticidades son de 0,11 y 0,17 y solamente resultan significativas a niveles del 90%.

Cuadro 1
ELASTICIDADES DE LA TASA DE EMPLEO ADOLESCENTE
ANTE CAMBIOS DEL ÍNDICE DE KAITZ MODELOS
SIN HETEROGENEIDAD POR COMUNIDAD AUTÓNOMA

	Elasticidad a corto plazo	Elasticidad a largo plazo
(1) Estático Básico	-0,796	
(2) Estático con efectos de Comunidad	0,148***	
(3) Dinámico trimestral con efectos de Comunidad	0,167***	0,334***
(4) Dinámico anual con efectos de Comunidad	0,118*	0,176*

Notas: Elasticidades (tests de dos colas). Significativo al nivel: * 10%, **5%, *** 1%.

6.2. Modelos con heterogeneidad por comunidades autónomas

En el cuadro 2 se ofrecen las elasticidades del empleo adolescente ante cambios del salario mínimo relajando la hipótesis de igualdad de pendientes por comunidad autónoma mantenida en el apartado anterior.

La primera columna del cuadro 2 ofrece los resultados obtenidos de la estimación del modelo estático. Las elasticidades obtenidas se distribuyen en un abanico bastante amplio: Aragón, Castilla-La Mancha, Cataluña y Valencia presentan elasticidades positivas y estadísticamente significativas; en Asturias, Cantabria y Castilla y León el valor de las elasticidades del empleo adolescente ante variaciones del salario mínimo son negativas y significativas a niveles que rondan el 90%. En el resto de las comunidades autónomas el SMI no parece tener ningún efecto estadísticamente significativo sobre el empleo juvenil¹².

Las columnas 2 a 5 del cuadro 2 ofrecen las elasticidades de corto y largo plazo obtenidas en las estimaciones del panel de datos con heterogeneidad de pendientes por comunidades autónomas. Observando dichos resultados puede concluirse que, en líneas generales, los resultados no difieren en demasía de los obtenidos y ya comentados para el modelo estático.

(12) Resultados positivos, negativos y nulos han sido obtenidos recientemente por otros autores (consúltese, por ejemplo, Baker *et al.* (1999) y Bhaskar (1999)).

Cuadro 2
ELASTICIDADES DE LA TASA DE EMPLEO ADOLESCENTE
ANTE CAMBIOS DEL ÍNDICE DE KAITZ MODELOS
CON HETEROGENEIDAD POR COMUNIDAD AUTÓNOMA

	Estático (1)	Dinámico trimestral		Dinámico anual	
		C/P (2)	L/P (3)	C/P (4)	L/P (5)
Andalucía	0,198	0,287	0,563	0,233	0,330
Aragón	0,609***	0,431**	0,847**	0,399**	0,566**
Asturias	-0,662	-0,172	-0,339	-0,538	-0,764
Baleares	0,114	0,393***	0,772***	0,108	0,153
Canarias	0,250	0,205	0,404	0,031	0,044
Cantabria	-0,632*	-0,136	-0,267	-0,318	-0,451
Castilla-La Mancha	0,401**	0,296**	0,582 *	0,263	0,373*
Castilla y León	-0,363	-0,090	-0,177	-0,206	-0,293
Cataluña	0,467**	0,392**	0,770**	0,392**	0,556**
C. Valenciana	0,669***	0,294**	0,578**	0,522***	0,741***
Extremadura	-0,037	0,184	0,363	0,078	0,111
Galicia	0,209	0,146	0,287	0,158	0,224
Madrid	-0,047	-0,116	-0,228	0,085	0,120
Murcia	0,230	0,066	0,131	0,136	0,192
Navarra	0,083	0,228	0,448	0,050	0,071
País Vasco	-0,110	0,311	0,611	0,039	0,055
La Rioja	-0,047	-0,068	-0,135	-0,017	-0,024

Notas: Elasticidades (tests de dos colas). Significativo al nivel: * 10%, **5%, *** 1%.

6.3. Modelos con desfases en el Índice de Kaitz

Algunas investigaciones recientes, por ejemplo Neumark y Wascher (1992, 1994) y Baker *et al.*(1999), apuntan la necesidad de incorporar retardos en la variable explicativa fundamental: el salario mínimo. La razón de ello es que la respuesta del empleo a los cambios del salario mínimo puede actuar con cierto retardo. En este sentido, puede ser que el empleo de los más jóvenes no responda (o lo haga positivamente) a los cambios contemporáneos del salario mínimo, mientras que puede responder negativamente cuando se introducen retardos en el salario mínimo.

Según dichos autores, la incorporación de dinámica en el salario mínimo es una cuestión clave, dado que en este hecho parece estar la razón de la discrepancia entre las estimaciones tradicionales (en las que el salario mínimo ejerce un efecto negativo sobre el empleo) y las "nuevas investigaciones sobre el salario mínimo" (según las cuales el efecto sería nulo o ligeramente positivo).

Cuadro 3
ELASTICIDADES DE LA TASA DE EMPLEO ADOLESCENTE ANTE
CAMBIOS DEL ÍNDICE DE KAITZ VALORES CALCULADOS
CON DESFASES TRIMESTRALES DEL ÍNDICE DE KAITZ

	Contemporánea	1 desfase trimestral	2 desfases trimestrales	3 desfases trimestrales	4 desfases trimestrales	Elasticidad acumulada
	IK_t	IK_{t-1}	IK_{t-2}	IK_{t-3}	IK_{t-4}	$\sum_{s=0}^4 IK_{t-s}$
TOTAL	0,026	-0,158*	-0,159*	-0,269***	0,014	-0,545**

Notas: elasticidades (tests de dos colas). Significativo al nivel: * 10%, **5%, *** 1%.

El cuadro 3 ofrece las elasticidades precedentes de un conjunto de estimaciones en las que se han incorporado de uno a cuatro desfases trimestrales del Índice de Kaitz, así como el efecto acumulado de los mismos (última columna). Todas las estimaciones toman en consideración efectos fijos regionales. Además, se supone que no hay heterogeneidad regional en las pendientes. Puede observarse, cómo el salario mínimo comienza a ejercer efectos negativos sobre el empleo adolescente a partir del primer, segundo y (sobre todo) tercer trimestre. De hecho, en la última columna del cuadro, se pone de manifiesto un efecto acumulado del salario mínimo sobre el empleo adolescente a lo largo de los cuatro desfases considerados negativo y significativo, adoptándose una elasticidad acumulada del $-0,5$. Este resultado, es similar a los obtenidos en estudios empíricos previos para el conjunto nacional (véase, por ejemplo, Pérez Domínguez, 1995, Dolado *et al.*, 1996, y González Güemes, 1997).

A la luz de lo anterior puede deducirse que la incorporación de retardos en el salario mínimo es fundamental, ya que de lo contrario se hubiera concluido de este trabajo que el salario mínimo tiene efectos ligeramente positivos sobre el empleo juvenil.

Se han realizado también estimaciones incorporando dinámica en el índice de Kaitz y suponiendo heterogeneidad por comunidades autónomas con respecto a los cambios del salario mínimo. La principal conclusión obtenida de dichas estimaciones es que, en líneas generales, los signos de las elasticidades encontradas para las distintas comunidades se mantienen. No obstante, cambia la significatividad de las mismas. Más específicamente, por un lado, Aragón, Castilla-la Mancha, Cataluña y Valencia siguen presentando signo positivo (aunque solamente han sido obtenidos con suficiente precisión estadística para las dos últimas comunidades). Y, por otro lado, Asturias, Cantabria y Castilla y León siguen presentando signo claramente negativo y estadísticamente significativo. Además, Baleares, Navarra, Canarias y el País Vasco también tienen elasticidades negativas. Para el resto de comunidades autónomas el salario mínimo no parece ejercer ningún efecto sobre el nivel de empleo juvenil.

Es preciso señalar respecto a los anteriores resultados lo siguiente: a priori, cabría esperar que las regiones con menores salarios medios fuesen las más sensibles a las modificaciones del salario mínimo, en la medi-

da en que un menor salario medio en una región determinada implica, verosíblemente, un mayor número de trabajadores de baja cualificación en dicha región y, por tanto, más susceptibles a ser afectados por el salario mínimo. No obstante, existen razones para pensar que esto no tiene por qué ser siempre así.

Por un lado, la existencia de economía sumergida en una región de salarios bajos podría suponer la generalización en la misma de retribuciones por debajo del mínimo legal establecido. En este caso, los efectos del SMI sobre el empleo serían, naturalmente, menores que los esperados. Tal podría ser la explicación, al menos en parte, de la escasa efectividad del salario mínimo sobre el empleo juvenil encontrada en determinadas CC.AA. como Extremadura, Galicia y Murcia.

Por otro lado, podría darse el caso de que un gran porcentaje de los adolescentes de una cierta región (presumiblemente de salarios medios altos) percibiera remuneraciones más acordes con el mínimo salarial. En este caso, se detectaría una alta efectividad de los cambios en el mínimo salarial sobre el empleo de dicho colectivo adolescente. Ésta podría ser la razón de las elasticidades obtenidas para el País Vasco, Asturias y Navarra.

Por último, una posible explicación a que la respuesta del empleo ante modificaciones del salario mínimo sea positiva (como en Cataluña y en la Comunidad Valenciana) puede estar en que se dé una sustitución de trabajadores de 16 y 17 años (sometidos al SMI) por adolescentes en edades comprendidas entre 18 y 19 años (cuyo salario vinculante es el mínimo sectorial) de tal forma que el efecto negativo en los primeros sea compensado (o más que compensado) por el efecto positivo de los segundos.

En definitiva, el nivel salarial medio de una cierta Comunidad Autónoma no tiene por qué ser decisivo a la hora de calibrar la influencia de los salarios mínimos sobre el empleo de los adolescentes.

7. CONCLUSIONES

En este trabajo se ofrece nueva evidencia sobre el efecto del salario mínimo en el empleo de los adolescentes españoles.

Como principales novedades destacan las siguientes: primeramente, la toma en consideración de un periodo muestral (1989-1998) que comprende los dos procesos de equiparación del salario mínimo por edades que han tenido lugar en España en el año 1990 y en el periodo 1996-1998. En segundo lugar, se utiliza una muestra de datos de panel mediante la cual ha sido posible calibrar el efecto diferenciado del mínimo salarial sobre el empleo adolescente de las diferentes regiones españolas. Por último, se han tomado en consideración diversas especificaciones dinámicas, poniéndose de manifiesto la importancia de los efectos retardados del salario mínimo sobre el empleo para poder calibrar el impacto global con propiedad.

Los resultados más relevantes son los siguientes.

La estimación conjunta ("pooled") del panel de datos sin tomar en consideración los posibles efectos de comunidad, arroja una elasticidad del empleo adolescente ante cambios del salario mínimo negativa y poco significativa. No obstante, esta estimación no supera el test de Hausman lo cual pone de manifiesto la importancia de tomar en consideración en las estimaciones efectos de comunidad. Cuando dichos efectos se tienen en cuenta, la respuesta conjunta del empleo juvenil a los cambios del salario mínimo contemporáneo es positiva y significativa. Si se tiene en cuenta la posibilidad de que dicho impacto sea diferente en función de la comunidad autónoma, el resultado más general es la no operatividad. No obstante, en el resto de las comunidades autónomas la sensibilidad obtenida del empleo adolescente a los cambios en el salario mínimo varía considerablemente según la región examinada. Estos resultados se mantienen cuando se tienen en cuenta el posible comportamiento dinámico del ajuste en la variable dependiente. Por último, al incorporar varios desfases en el Índice de Kaitz se pone de manifiesto, a escala nacional, cómo un cambio en el salario mínimo tiene efectos sobre el empleo adolescente durante, al menos, tres trimestres. A partir del primer trimestre los efectos negativos comienzan a manifestarse; estos efectos se magnifican durante el segundo y, sobre todo, tercer trimestres y parecen agotarse, en la mayor parte de los casos en el plazo de un año. Si computamos el efecto acumulado sobre el empleo a lo largo de los cuatros trimestres, el resultado es que el salario mínimo tiene un efecto negativo sobre el empleo adolescente.

Si se realiza este análisis por comunidades autónomas se obtiene un efecto negativo del salario mínimo sobre el empleo para 8 regiones (en concreto, en Asturias, Cantabria y León, Baleares, Navarra, Canarias y el País Vasco); en dos comunidades (Valencia y Cataluña) el efecto acumulado continúa siendo positivo y significativo, y en el resto de las regiones los efectos encontrados son estadísticamente despreciables.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Baker, M.; Benjamin, D. y Stanger, S. (1999): "The Highs and Lows of the Minimum Wage Effect: A Time-Series Cross-Section Study of the Canadian Law", *Journal of Labor Economics*, vol. 17, nº 2, pp. 318-50.
- Baltagi, B.H. y Griffin, J.M. (1997): "Pooled estimators vs. their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline", *Journal of Econometrics*, vol. 77, nº 2, abril, pp. 303-327.
- Bhaskar, V. (1999): "Minimum Wages for Ronald McDonald Monopsonies: A Theory of Monopsonistic Competition", *Economic Journal*, vol.109, nº 455, pp.190-203.
- Brown, Ch.; Gilroy, C. y Kohen, A. (1982): "The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment", *Journal of Economic Literature*, vol. 20, nº 2, junio, pp. 487-528.

- Browning, M.; Deaton A.S. y Irish M. (1985): "A profitable approach to labour supply and commodity demand over the life-cycle", *Econometrica*, vol. 53, nº 3, pp. 503-43.
- Card, D. y Krueger, A. B. (1994): "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania", *American Economic Review*, vol. 84, nº 5, pp. 772-793.
- Card, D. y Krueger, A. B. (1995): *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wages*, Princeton University Press, Princeton.
- Collado, M. D. (1998): "Estimating dynamic models from times series of independent cross-sections", *Journal of Econometrics*, vol. 82, nº 1, pp. 37-62.
- Deaton, A. S. (1985): "Panel data from time series of cross-sections", *Journal of Econometrics*, vol. 30, pp. 109-26.
- Deere, D.; Murphy, K. y Welch, F. (1995): "Reexamining Methods of Estimating Minimum-Wage Effects", *AEA Papers and Proceedings*, vol. 85, mayo, pp. 232-237.
- Dickens, R.; Machin, S. y Manning, A. (1999): "The Effects Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from Britain", *Journal of Labor Economics*, vol. 17, nº 2, pp.1-22.
- Dolado, J. y Felgueroso, F. (1997): "Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español", *Moneda y Crédito*, nº 204, pp. 213-263.
- Dolado, J.; Kramarz, F.; Machin, S.; Manning, A. y Teulings, C. (1996): "The economic impact of minimum wages in Europe", *Economic Policy*, vol. 23, pp. 317-372.
- Dolado, J.; Felgueroso, F. y Jimeno, J.F. (1999): "Los problemas del mercado de trabajo juvenil en España: empleo, formación y salarios mínimos", *Ekonomiaz*, vol. 43, pp. 136-157.
- González Güemes, I. (1997): "Los efectos del salario mínimo sobre el empleo de adolescentes, jóvenes y mujeres: evidencia empírica para el caso español", *Cuadernos Económicos de ICE*, vol. 63, pp. 31-48.
- Hamermesh, D. (1981): "Minimum Wages and Demand for Labor", NBER, Working Paper, Cambridge.
- Hashimoto, M. y Mincer J. (1970): "Employment and Unemployment Effects of Minimum Wages", NBER, Working Paper, Cambridge.
- Kaitz, H. B. (1970): "Experience of the Past: The National Minimum", en *Youth Unemployment and Minimum Wages*, Bulletin 1657, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, Washington.
- Lang, K. y Kahn, S. (1998): "The Effect Minimum Wage Laws on the Distribution of Employment: Theory and Evidence", *Journal of Public Economics*, vol. 69, nº 1, pp. 67-82.

- Manning, A. y Machin, S. (1996): "Employment and the Introduction of a Minimum Wage in Britain", *Economic Journal*, vol.106, nº 436, mayo, pp 667-673.
- Meyer, R. y Wise, D. (1983): "The Effects Minimum Wages on Employment and Earnings of Youth", *Journal of Labor Economics*, vol. 1, nº 1, pp. 66-100.
- Neumark, D. y Wascher, W. (1992): "Employment Effects of Minimum and Subminimum Wages: Panel Data on State Minimum Wage Laws", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 46, nº 1, pp. 55-81
- Nickell, S. (1981): "Biases in dynamic models with fixed effects", *Econometrica*, vol. 49, nº 6, pp. 1417-1426.
- Partridge, M. y Partridge, J. (1998): "Are Teen Unemployment Rates Influenced by State Minimum Wage Laws?", *Growth and Change*, vol. 29, nº 4, pp. 359-382.
- Pesaran, M.H. y Smith, R. (1995): "Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, vol. 68, nº 1, julio, pp. 79-113.
- Pérez Domínguez, C. (1995): "Los efectos del salario mínimo sobre el empleo y el desempleo: evidencia empírica para España", *Actas de las I Jornadas de Economía Laboral*, Alcalá de Henares, Madrid.
- Pérez Domínguez, C.; González Güemes, I. y Praga Moraga, M^a D. (2002): "Los efectos simultáneos del salario mínimo sobre el empleo, la participación y la tasa de paro de los adolescentes", *Moneda y Crédito*, nº 215, pp. 225-246.
- Rebitzer, J. y Taylor, L. (1995): "The Consequences of Minimum Wage Law: Some New Theoretical Ideas", *Journal of Public Economics*, vol. 56, nº 2, febrero, pp. 245-255.
- Sánchez Molinero, J.M. (1992): "Relaciones laborales y mercados de trabajo: la experiencia española", *Cuadernos de Economía*, vol. 20, nº 59, pp. 385-414.
- Verbeek, M. (1993): "Pseudo panel data", en Matyas, L. y Sevestre, P. (eds.), *The econometrics of panel data: handbook of theory and applications*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, pp. 303-315.
- Welch, F. (1974): "Minimum Wages Legislation in the United States", *Economic Inquiry*, vol. 12, nº 3, pp. 285-318.
- Williams, N. y Mills, J. (1998): "Minimum Wages Effects by Gender", *Journal of Labor Research*, vol 19, nº 2, pp. 397-414.
- Williams, N. (1993): "Regional Effects of the Minimum Wage on Teenage Employment", *Applied Economics*, vol. 25, nº 12, pp. 1517-1528.
- Wellington, A. J. (1991): "Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update", *The Journal of Human Resources*, vol. 26, nº 1, pp. 27-46.

APÉNDICE VARIABLES, FUENTES Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA

En este trabajo se ha utilizado una muestra de datos referentes a las 17 CC.AA. españolas, con un horizonte temporal que abarca desde el primer trimestre de 1989 hasta el tercer trimestre de 1998.

En el cuadro A.1 presentamos la definición, fuente y estadística descriptiva de las variables utilizadas en el análisis.

Cuadro A.1
DEFINICIÓN Y ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA
Muestra: 89.1-98.2 x 17 CC.AA. (646 observaciones)

	Variable	Descripción	Fuente	Media	Desv. Est.
Tena	Tasa de empleo adolescente no agrícola	Población ocupada de entre 16 y 19 años dividida por la población total del grupo de edad	Encuesta de Población Activa	.134598	.0587102
IK	Índice de Kaitz	Salarios mínimos por hora trabajada por los trabajadores a tiempo completo de cada región y los salarios medios por hora trabajada correspondientes	Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios, Boletín de Estadísticas Laborales	.3395987	.0518983
Tna16	Tasa de inactividad de los adolescentes de 16 y 17 años	Uno menos la tasa de actividad del grupo de edad	Encuesta de Población Activa	.850674	.0743166
Tna18	Tasa de inactividad de los adolescentes de 18 y 19 años	Uno menos la tasa de actividad del grupo de edad	Encuesta de Población Activa	.7479848	.1010235
Menores	Número de menores en la familia		Encuesta de Población Activa	.6081456	.1378419
u20	Tasa de paro de los jóvenes (20 a 24 años)		Encuesta de Población Activa	.3439433	.0923445
Eat	Porcentaje de empleo agrícola	Ocupados en el sector agrícola sobre el total de ocupados.	Encuesta de Población Activa	.1169874	.0721021
Ta2554t	Tasa de actividad de las mujeres en edad principal (25 a 54 años)		Encuesta de Población Activa	.5201809	.0678145

ABSTRACT

New evidence about the effect of Spanish minimum wage legislation on youth employment is presented in this paper. The subject is of particular relevance for the following reasons. First, because over the last fifteen years, Spain has undergone a process of equating out minimum wages by age which has resulted in some spectacular increases in the minimum wage of workers aged 16 and 17. Second, because we perform a panel-data estimation that allows us to approximate the different effect of the minimum wage legislation on youth employment in the different Spanish regions. Finally, the article provides several dynamic specifications that make clear the importance of the lag effects of minimum wages over the employment level. Our main conclusion is that there is an inverse (and significant) relationship between the statutory minimum wage and the employment level of teenagers, when we take into account that the minimum wage operates with an accurate time-lag. Nevertheless, we have detected significant differences across regions. Some speculations are proposed about the reasons for those geographical differences.

Key words: minimum wage, youth, employment, Spain, regions.