

Los efectos del salario mínimo sobre el empleo de adolescentes, jóvenes y mujeres: evidencia empírica para el caso español*

Inmaculada González Güemes

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico
Universidad de Valladolid

Resumen

En este artículo se ofrece evidencia empírica de los efectos del salario mínimo legal sobre el empleo de adolescentes (16-19 años), jóvenes (20-24 años) y mujeres en España. Se realizan estimaciones utilizando distintas definiciones de la variable explicativa fundamental: un índice de salarios mínimos. Independientemente de la definición empleada, se demuestra que el incremento del salario mínimo interprofesional reduce el empleo adolescente. Además, tiene un efecto nulo, o ligeramente negativo, sobre la mano de obra femenina, mientras que el efecto es nulo o levemente positivo sobre los jóvenes. Se proporciona también una interpretación de este último resultado aparentemente anómalo.

Palabras clave: salario mínimo, empleo, adolescentes, jóvenes y mujeres.

Clasificación JEL: J10, J16, J20, J38.

Abstract

This paper presents some evidence about the effects of minimum wages on the employment of teenagers (16-19 years of age), young workers (20-24 years of age) and women in Spain. The main explanatory variable used in this paper is the "minimum wage index", of which three alternative definitions are given. It is shown that, regardless of definition used, an increase of the minimum wage reduces teenage employment. Whereas it has a negligible or slightly negative impact on female employment. The effect of minimum wages on the employment of young workers is shown to be negligible, or slightly positive. An interpretation is also provided for this apparently anomalous result.

Key words: minimum wages, employment, teenagers, young, and women.

JEL Classification: J10, J16, J20, J38.

1. Introducción

A lo largo del tiempo, el salario mínimo ha ido paulatinamente descendiendo en relación con el salario medio de la economía. A mediados de los años 70, el salario mínimo representaba en torno al 50% del salario medio, frente al apenas 30% que supone el mismo a mediados de los años 90. Este hecho implica que actualmente son pocos los trabajadores afectados por tal salario mínimo —alrededor de medio millón de trabajadores según un estudio Dolado y Felgueroso (1997)— y que, por tanto, las posibles repercusiones económicas del mismo son, verosímelmente menores. A pesar de lo cual, el interés por estudiar los efectos de un incremento del salario mínimo no ha disminuido. La razón de ello estri-

* En la elaboración de este trabajo la autora ha contado con la inestimable ayuda de Jorge J. Maté, Carlos Pérez Domínguez, Lola de Prada y J. Miguel Sánchez Molinero. A todos ellos se les agradece sinceramente sus comentarios y sugerencias. Naturalmente, las posibles deficiencias que el trabajo pudiera presentar han de atribuirse únicamente a su autora.

ba, fundamentalmente, en la aparición reciente de investigaciones empíricas que ponen en entredicho la creencia generalizada de que el incremento del salario mínimo reduce el empleo en los colectivos menos cualificados.

Desde el punto de vista teórico, el efecto del salario mínimo sobre el empleo no está claro. Depende, en parte, del tipo de mercado considerado. Si el mercado laboral funciona bajo supuestos competitivos o, por lo menos, si tiene una estructura atomizada, la fijación de un salario mínimo disminuye la cantidad de trabajo contratada. Si el mercado adopta otras formas un mayor salario podría incluso incrementar el empleo.

El análisis empírico es necesario, pues, para conocer cual es el efecto final del salario mínimo sobre el empleo de los colectivos que, presumiblemente, son más sensibles al mismo (adolescentes, jóvenes y mujeres). En España apenas existen trabajos empíricos acerca de esta cuestión. Además, los trabajos existentes —Pérez Domínguez (1995), Dolado et. al. (1996) y Dolado y Felgueroso (1997)— centran su estudio, básicamente, en el colectivo de adolescentes y jóvenes. Uno de los objetivos de este trabajo es ampliar esos estudios realizando una desagregación por sexo y haciendo referencia expresa al colectivo femenino.

Este trabajo presenta la siguiente estructura. En el apartado segundo se repasa la teoría de los efectos del salario mínimo sobre el mercado laboral y se analiza hasta qué punto el mercado de trabajo español puede ser enmarcado en alguno de los dos modelos básicos existentes. En el apartado tercero, se describe el modelo utilizado para la estimación empírica. El cuarto apartado constituye la parte central del trabajo; se exponen algunas cuestiones relativas a la adaptación del modelo para el caso español y se detallan y comentan los principales resultados de las estimaciones efectuadas. El último apartado resume las conclusiones más relevantes obtenidas en el análisis empírico.

2. Planteamiento teórico

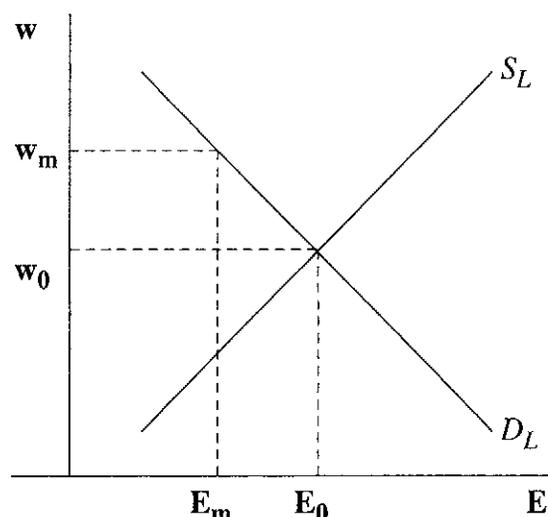
En general, existe un amplio consenso en aceptar que el establecimiento de un salario mínimo destruye empleo entre los trabajadores menos cualificados. Existe un buen número de estudios que demuestran este resultado; véanse por ejemplo, Hashimoto y Mincer (1970), Hamermesh (1981), Brown *et al.* (1982), Solon (1985) y Deere *et al.* (1995). No obstante, algunos autores obtienen el resultado contrario; así por ejemplo Card y Krueger (1994), Manning y Machin (1996), y Dolado *et al.* (1996) han evidenciado empíricamente este hecho. Esta discrepancia se explica, al menos en parte, por los diferentes supuestos que pueden adoptarse acerca del funcionamiento del mercado de trabajo. Si se considera que este mercado es competitivo o, por lo menos, si puede describirse su funcionamiento con un modelo de oferta y demanda, un salario mínimo reduce el empleo. Por el contrario, si se examina el mercado desde supuestos no competitivos, un mayor salario puede tener el efecto paradójico de aumentar el empleo. A continuación se repasan brevemente ambos puntos de vista y se analiza hasta qué punto el mercado de trabajo español puede ser enmarcado en alguno de estos modelos.

2.1. El modelo competitivo

En este modelo se supone que todos los trabajadores son homogéneos, es decir, tienen el mismo nivel de cualificación y desarrollan el mismo esfuerzo en su trabajo. Además, se supone que cada trabajador recibe como remuneración el valor de su productividad marginal. El salario y el empleo de equilibrio, w_0 y E_0 respectivamente, se determinan gráficamente por la intersección de las curvas de demanda de trabajo (D_L) y oferta de trabajo (S_L), como se comprueba en la Figura 1. Si se establece un salario mínimo w_m en el mercado, por encima del salario de equilibrio, el empleo cae desde E_0 hasta E_m (la causa de esta pérdida de empleo se encuentra en que estos trabajadores poseen un valor del producto marginal inferior al salario mínimo). La cuantía de la caída en el empleo depende de la elasticidad de la curva de demanda de trabajo¹. Cuanto más elástica es la curva de demanda, mayor es la reducción en el empleo.

FIGURA 1

EFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO EN UN MERCADO LABORAL COMPETITIVO



2.2. El monopsonio

En este modelo se supone que existe un único comprador del factor trabajo; se trata, por tanto, de un mercado laboral no competitivo. En este tipo de mercado el coste marginal del factor excede, para cada nivel de empleo, al salario o coste medio del trabajo. Es decir, la curva de coste marginal está por encima de la curva de oferta de trabajo, como se aprecia en la Figura 2. El empleo de equilibrio en monopsonio, E_0 , se determina por la intersección entre la curva de ingreso de la productividad marginal del trabajo ($IPMg_L$) y la curva de coste marginal del factor (CMg_L). El salario de equilibrio, w_0 , es establecido por la curva de oferta (S_L). La remuneración recibida es, por tanto, inferior al ingreso de la productividad marginal del trabajo. Los efectos del salario mínimo dependen, en un mercado de monopsonio, de la cuantía de dicho salario. Si se establece, por ejemplo, un salario mínimo

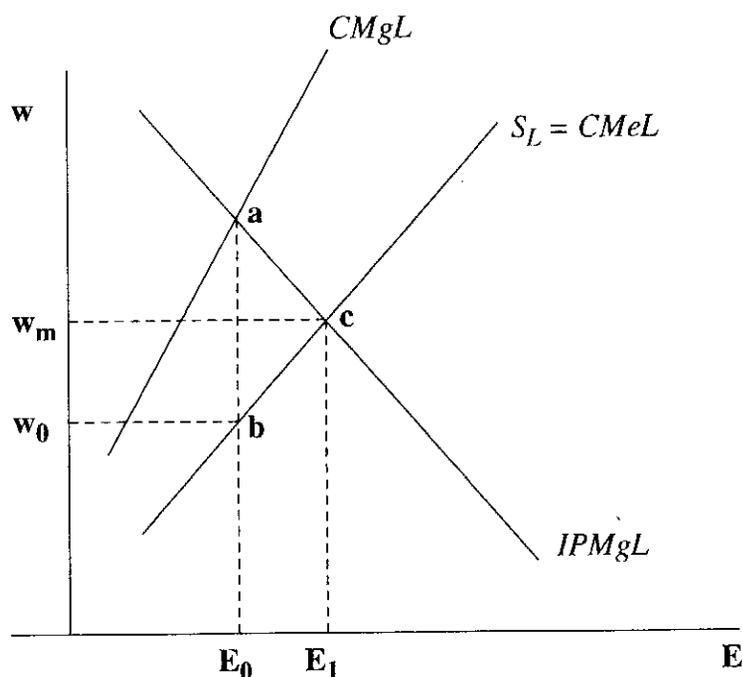
¹ De acuerdo con la definición de elasticidad, la reducción proporcional en el empleo debida a la imposición de un salario mínimo es igual a la elasticidad de la demanda, η_L , multiplicada por el incremento proporcional en el salario:

$$\ln E_m - \ln E_0 = \eta_L (\ln w_m - \ln w_0)$$

w_m por encima del punto a , los resultados son los mismos que en competencia perfecta (se produce una reducción en el empleo). Si por el contrario, se fija un salario mínimo en el intervalo acotado por los puntos b y c , se produce un incremento en el empleo por encima de E_0 ². Por último, si se establece el salario mínimo entre los puntos c y a , el empleo crece, pero por debajo del nivel de empleo competitivo. En definitiva, la promulgación de una ley de salario mínimo puede dar lugar tanto a una reducción del empleo, como a un cierto crecimiento del mismo.

FIGURA 2

EFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO EN UN MERCADO LABORAL MONOSOPNÍSTICO



Los rasgos específicos del mercado de trabajo español, sin embargo, impiden que se le pueda calificar de competitivo o de monopsónico. Por un lado, parece poco realista considerarle como un monopsonio ya que en el mismo intervienen numerosos agentes económicos (existe un gran número de empresas que compran trabajo). Por otro lado, difiere mucho de ser clasificado como competitivo, esencialmente por las siguientes 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 disminuyen y por tanto hay poca movilidad del factor trabajo (veáse Santiago, 1992). Este hecho, genera restricciones para el trabajador en la elección de su empleo (lo que da lugar a un cierto grado de poder por parte del productor), desembocando, presumiblemente, en situaciones no competitivas.

Sánchez Molinero (1992) sostiene, no obstante, que dicho mercado tiene una estructu-

² El crecimiento máximo que puede experimentar el empleo es hasta el nivel E_1 , nivel de empleo competitivo.

ra fundamentalmente atomizada. Esto quiere decir que existen unas funciones de oferta y demanda de trabajo con la forma habitual, que son el resultado de una infinidad de decisiones individuales. Dichas funciones de oferta y demanda de trabajo están naturalmente condicionadas en su forma y posición por las restricciones institucionales antes mencionadas.

En resumen, el mercado de trabajo español no puede ser considerado ni como perfectamente competitivo ni como monopsónico. En consecuencia, es difícil prever, desde el punto de vista teórico, cuales son los efectos del salario mínimo sobre el empleo. Evidentemente existen numerosas imperfecciones, pero es probable que se pueda utilizar este esquema de oferta y demanda para analizar los efectos del salario mínimo sobre el empleo. Por tanto, se necesita el análisis empírico para aclarar la cuestión que nos ocupa.

3. El modelo empírico

En este apartado se explican las cuestiones relacionadas con la especificación del modelo utilizado para estimar empíricamente los efectos sobre el empleo de un aumento en el salario mínimo. Se trata de un modelo simple, con una única ecuación, que se usa frecuentemente en la literatura empírica³. Esta ecuación se expresa en los siguientes términos:

$$Y = f(ISM, D, X_1, \dots, X_n) \quad (1)$$

A continuación se expone brevemente el significado de cada una de estas variables. En primer lugar, la variable dependiente Y es una medida relativa del empleo del colectivo que se analiza. Así, por ejemplo, si se pretende medir el efecto del salario mínimo sobre el empleo femenino, la variable Y se define como el cociente entre las mujeres empleadas y la población femenina en edad de trabajar.

En segundo lugar, ISM es la variable explicativa fundamental. Es una medida relativa del salario mínimo de la economía. Se construye, básicamente, como un cociente entre el salario mínimo legal y el salario medio⁴ (no obstante, en este trabajo se han utilizado diferentes definiciones de tal índice, como se verá en el apartado siguiente). Esta variable recoge la idea de que el efecto del salario mínimo sobre el empleo es mayor cuanto mayor es aquél con respecto al salario medio de la economía. Algunos autores⁵ han utilizado como regresor en las estimaciones el índice de salario mínimo retardado, para dar a entender que los efectos de ese salario sobre el empleo se producen con cierto retraso. Por el contrario, otros investigadores suponen que los efectos del salario mínimo sobre el empleo son inmediatos. En este trabajo se espera que sea el análisis empírico el que aclare la cuestión.

En tercer lugar, D es una variable que refleja la influencia del ciclo económico sobre la demanda de trabajo. Se han utilizado para su medición, entre otras, ciertas aproximaciones, como la tasa de desempleo de los varones entre 25 y 54 años; el índice de producción industrial; o bien, la diferencia entre el PIB actual y el potencial.

³ Véanse, a modo de ejemplo, Gramlich (1976); Mincer (1976); Brown, Gilroy y Kohen (1982); Brown, Gilroy y Kohen (1983); y Wellington (1991).

⁴ Esta medida es conocida como el Índice de Kaitz. Si bien en sus aplicaciones a la economía americana aparece con diferentes ponderaciones para recoger el hecho de que no todos los trabajadores están cubiertos por el salario mínimo legal.

⁵ Véanse Mincer (1976) y Gramlich (1976).

Por último, X_i representa un bloque de otras variables explicativas exógenas. Generalmente se incluyen las siguientes: una variable t que refleja la tendencia secular de las series; algunas variables *dummies* trimestrales para recoger los efectos estacionales sobre el empleo; y variables relacionadas con la oferta potencial de trabajo del colectivo analizado⁶. Por lo que respecta a estas variables de oferta, suelen utilizarse las siguientes: el ratio de población del grupo examinado en relación con la población potencialmente activa; la proporción de población del grupo analizado que se encuentra en las fuerzas armadas; o bien, el porcentaje de población escolarizada. Además, se han efectuado pruebas utilizando la tasa de actividad como variable de control de la oferta de trabajo.

4. Resultados de las estimaciones

En este apartado se exponen, con cierto detalle, algunas cuestiones relacionadas con la estimación del modelo expuesto en la sección anterior para el caso español, así como los resultados obtenidos. Los ajustes econométricos se realizan a partir de series de datos trimestrales⁷ que comprenden dos períodos de tiempo: 1976-1995, por un lado, y 1981-1992, por otro. Se elige inicialmente el período 1976-1995 porque, a partir de 1976, la Encuesta de Población Activa publica datos homogéneos por grupos de edad. A pesar de ello, este período tiene importantes cambios metodológicos en las fuentes estadísticas utilizadas que dificultan las estimaciones⁸. Por esta razón, se realizan, asimismo, estimaciones para el período 1981-1992. No obstante, existen también problemas en la confección de las series de datos, aunque son susceptibles de homogeneización. A pesar de los cambios metodológicos que se producen en las fuentes utilizadas, es preciso aclarar, que se han utilizado, siempre que ha sido posible, datos homogeneizados por el INE.

La forma funcional que se adopta para la estimación es la logarítmica. En una primera aproximación, la ecuación fue estimada mediante mínimos cuadrados ordinarios. Sin embargo, la existencia de problemas de autocorrelación aconsejó la realización de las estimaciones mediante el procedimiento de mínimos cuadrados generalizados. La ecuación se estimó también por el método de variables instrumentales cuando se introdujo en ella, como variable explicativa, alguna variable endógena.

Para la estimación del modelo propuesto hay que precisar algunas cuestiones sobre las variables incluidas. La variable dependiente es la tasa de empleo del colectivo que se pretende estudiar. Se supone que los grupos con menor cualificación y experiencia (los menos remunerados) tienen una mayor probabilidad de verse afectados por el establecimiento del salario mínimo. Esta es la razón por la que se ha centrado el análisis en los siguientes grupos: adolescentes (16-19 años), jóvenes (20-24 años) y mujeres⁹.

⁶ Una interesante discusión acerca de la conveniencia de incluir variables de oferta en la ecuación [1] se encuentra en Brown, Gilroy y Kohen (1982). Las variables de oferta han de considerarse cuando se estudian los efectos del salario mínimo sobre el empleo, ya que un determinado porcentaje de trabajadores del grupo considerado probablemente cobren salarios superiores al mínimo. En consecuencia, en la determinación del empleo de estos trabajadores intervienen tanto factores de demanda como de oferta.

⁷ De este modo, es posible recoger las fluctuaciones que se producen a corto plazo en la demanda de trabajo.

⁸ Fundamentalmente los cambios que se produjeron en la ESA en 1981 y en la CNAE en 1993.

⁹ Véanse Dolado *et. al.* (1996) y Dolado y Felgueroso (1997).

Por lo que se refiere a la variable explicativa fundamental, el índice de salario mínimo, es preciso apuntar lo siguiente. En España, la remuneración mínima afecta desde 1963 a todos los trabajadores, independientemente del sector a que pertenecen y de su categoría profesional. A partir de 1980 se fija, anualmente, por el gobierno, tras consultar a las organizaciones sindicales y empresariales. Además, el salario mínimo varía según la edad del trabajador. Desde 1990, se fija un salario mínimo interprofesional (SMI) para menores de 18 años y otro para trabajadores de 18 y más años (con anterioridad, desde 1980, existían tres salarios mínimos: el correspondiente a los empleados de 16 años, el de los trabajadores de 17 años, y el que hacía referencia a los individuos de 18 y más años). Hasta 1990 la tasa de crecimiento anual del SMI era similar para los tres grupos de edad. Sin embargo, la homogeneización de salarios para los trabajadores de 16 y 17 años, en dicho año, supuso unos aumentos muy dispares del salario mínimo para esos grupos de edad. En concreto, el salario mínimo de los trabajadores de 16 años se incrementó ese año un 83%, el de los asalariados de 17 años un 15%, y el de los empleados mayores de 18 años un 7%. Naturalmente, todas estas características específicas de España, condicionan, no sólo, la elaboración de un índice de salario mínimo, sino además, los propios efectos del SMI sobre el empleo. Se supone que estos serán mayores en 1990, afectando al colectivo más joven de la población, fundamentalmente a los de 16 y 17 años.

La medida relativa de salario mínimo más frecuentemente usada en la literatura económica es el Índice de Kaitz (definido como el cociente entre el salario mínimo y el salario medio). Sin embargo, en este trabajo se han realizado «refinamientos» de este índice con un doble objetivo: por un lado intentar mejorar el resultado de las estimaciones y por otro lado adecuarlo a las características propias del salario mínimo en España. Entre tales refinamientos cabe destacar los siguientes. En primer lugar, se ha tenido en cuenta que la jornada laboral se ha reducido a lo largo de los períodos considerados. Por esta razón se realiza un ajuste según el número de horas trabajadas. Este ajuste, intenta solventar una de las críticas que hacen Card y Kruger (1995) a las investigaciones basadas en series de tiempo. De acuerdo con estos autores, en la mayoría de los estudios de series de tiempo no se hace distinción entre el trabajo a tiempo parcial y el trabajo a tiempo completo. Además, se ha llevado acabo una desagregación sectorial para averiguar qué sectores son más sensibles al establecimiento del salario mínimo (aquellos cuyo salario medio esté más cerca del salario mínimo). Teniendo presentes estas dos puntualizaciones se ha elaborado un índice de salario mínimo denominado I_I ; definido del siguiente modo:

$$I_I = \sum_i (O_i/O_t) W_m / W_i$$

donde O_i son los ocupados del sector i ¹⁰, O_t son los ocupados de toda la economía; W_m es el SMI por hora para trabajadores de 18 y más años¹¹ y W_i es el salario medio por hora del sector i . Obsérvese que se realizan ponderaciones a partir del peso de cada sector en el conjunto de la economía. Se supone que cuanto mayor es el peso del sector en la economía

¹⁰ El subíndice i recoge una desagregación de 8 sectores productivos no agrarios.

¹¹ Se ha utilizado, inicialmente, este mínimo salarial en vez del existente para trabajadores menores de 18 años. No obstante, por si este hecho tiene alguna influencia en los resultados, se realizaron también estimaciones empleando el SMI para menores de 18 años. La elasticidad estimada del empleo con respecto al SMI para menores de 18 años resultó similar a la obtenida con respecto al SMI para mayores de 18 años. Sin embargo, se obtenía con mayor precisión al utilizar el SMI para menores de 18 años.

mayor es el efecto del establecimiento del salario mínimo sobre el empleo. En consecuencia, se ha ponderado el Índice de Kaitz mediante el porcentaje de ocupados del sector i con respecto a los ocupados de toda la economía¹².

En segundo lugar, se ha intentado recoger el hecho de que en los sectores de menor salario es donde el salario mínimo puede tener una mayor incidencia. Y esto ha dado lugar a otra definición alternativa del índice de Kaitz. Se ha supuesto que cuanto mayor número de adolescentes hay empleados en un sector, menor es la retribución media en el mismo. Se ha construido, pues, el siguiente índice:

$$I_2 = \sum_i (O_{i16-19} / O_{t16-19}) W_m / W_i$$

donde O_{i16-19} son los ocupados entre 16 y 19 años en el sector i ; y O_{t16-19} son los ocupados en toda la economía correspondientes a ese grupo de edad. En este índice la ponderación se ha realizado, pues, mediante el porcentaje de adolescentes en cada sector.

En tercer lugar, otra definición alternativa ha intentado minimizar el sesgo que pudiera cometerse al utilizar un salario mínimo interprofesional (SMI) que únicamente se refiere a los mayores de 18 años. Para solucionar este problema se ha elaborado un índice, I_3 , que utiliza los SMI para mayores y menores de 18 años¹³. En concreto, su expresión es la siguiente:

$$I_3 = \sum_i (O_{i16-17} / O_{t16-17}) W_{m17} / W_i + \sum_i (O_{i18-19} / O_{t18-19}) W_{m18} / W_i$$

donde O_{i16-17} son los ocupados menores de 18 años en el sector de la economía i ; O_{t16-17} son los ocupados menores de 18 años en toda la economía; W_{m17} es el salario mínimo interprofesional para los trabajadores de 17 años de edad; y W_i es el salario medio del sector i ; O_{i18-19} son los ocupados de 18 y 19 años en el sector i y O_{t18-19} son los ocupados de 18 y 19 años en el total de la economía; y W_{m18} es el SMI para los trabajadores mayores de 18 años¹⁴. Lo óptimo hubiese sido disponer de un índice que ponderase para las tres edades 16, 17 y 18 años (o más). Sin embargo, cuando la EPA desagrega a ese nivel, muchos de los datos dejan de ser significativos.

Además de la variable explicativa del salario mínimo referida en los párrafos anteriores, la correcta especificación del modelo exige la inclusión de alguna más. Card y Kruger (1995) apuntan que un problema que tiene estimar el empleo con series de tiempo es que varios factores que afectan a la tasa de empleo pueden actuar simultáneamente. En consecuencia, es difícil distinguir, por un lado, las modificaciones que se producen en el empleo debidas al salario mínimo, y, por otro, las variaciones producidas como consecuencia de los desplazamientos de la demanda y oferta de trabajo. Para evitar este problema se introducen en la ecuación a estimar variables que aproximan los posibles cambios en la demanda y oferta de trabajo. Si los controles que se realizan son los adecuados, las variaciones que se producen en el empleo son consecuencia, únicamente, de variaciones en el índice de salario mínimo. En este sentido, por lo que se refiere a la variable D de la ecuación (1) (la influencia del ciclo económico sobre la demanda de trabajo), se utiliza como «proxy» la tasa de paro de los varones comprendidos entre 25 y 54 años. Por lo que respecta a las

¹² Esta ponderación se debe a Gavett (1970).

¹³ La elaboración de este índice me la sugirió Pérez Domínguez.

¹⁴ Se ha incluido en la ecuación, al utilizar este índice, la variable ficticia $D90$ ya que en 1990 el crecimiento del SMI para los menores de 18 años, respecto al año anterior, duplicó al de mayores de 18 años.

variables representativas de la oferta de trabajo, se utilizan las siguientes. En primer lugar, se hace uso de los ratios de población de 16-19 años, 20-24 años y femenina sobre el total de población en edad de trabajar. Todos estos ratios (considerados como variables exógenas) aproximan la oferta potencial de trabajo de la economía. En segundo lugar, se estima otro modelo con la tasa de actividad del colectivo cuyo empleo está siendo estimado. Esta variable, considerada endógena, es una medida más fiel que las variables anteriores del fenómeno que se pretende explicar. Se incluyen, finalmente, algunas variables ficticias. Unas estacionales y otras que recogen los cambios metodológicos producidos en las fuentes utilizadas.

Es conveniente puntualizar, que la información de todas estas variables ha sido obtenida de las siguientes fuentes estadísticas: la Encuesta de Población Activa (EPA), el Boletín de Estadísticas Laborales (BEL), la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios (ESA), la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE) y la Contabilidad Nacional de España (CNE)¹⁵. A continuación se exponen, en varios subapartados, los resultados obtenidos en los ajustes realizados utilizando las variables que se acaban de comentar.

A. *Efectos sobre el empleo de los adolescentes*

En este subapartado se van a considerar por separado los dos diferentes períodos anteriormente citados.

A.1. Período 1976-1995

Se muestran aquí los resultados obtenidos mediante la estimación de la ecuación [1] en su forma logarítmica¹⁶, para el período 1976-1995. Las variables empleadas en la estimación son las siguientes. La variable dependiente es, en este caso, la tasa de empleo de adolescentes (definida como el cociente entre los empleados de 16-19 y la población adolescente). En cuanto a las variables independientes utilizadas son, en esta primera aproximación, las variables que se han considerado como exógenas (es decir, todas las variables explicativas definidas anteriormente excepto la tasa de actividad del colectivo analizado). Al suponer que dichas variables son exógenas el método de mínimos cuadrados ordinarios proporciona estimadores consistentes. Sin embargo, un estudio de los residuos de la estimación mínimo cuadrática ordinaria hace suponer la existencia de un esquema autorregresivo de primer orden AR (1) de las perturbaciones. Por tanto, se ha realizado la estimación de este modelo por el método de mínimos cuadrados generalizados (MCG) asumiendo dicho esquema.

La Tabla 1 sintetiza los resultados de las estimaciones del impacto del salario mínimo sobre el empleo adolescente en el período 1976-1995, distinguiendo entre las diferentes

¹⁵ Hay que aclarar, que las series homogéneas de salarios de 1981-1995 y las de ocupados desagregados por grupos de edad han sido facilitados directamente por el INE.

¹⁶ De acuerdo con la definición de elasticidad el coeficiente estimado de la variable de salario mínimo se interpreta como la elasticidad del empleo en el colectivo investigado con respecto al salario mínimo al estimar la ecuación en términos logarítmicos.

especificaciones del Índice de Kaitz, definidas en párrafos anteriores. Dicha Tabla permite afirmar que, en este período, el incremento del salario mínimo reduce el empleo adolescente. Más concretamente, cuando el índice de salarios mínimos crece un 1% el empleo adolescente se reduce entre el 0,03% y 0,1%. Nótese que existen apreciables diferencias en los resultados al estimar la ecuación con I_1 (Índice de Kaitz ajustado por el número de horas y ponderado por el peso del sector en la economía), I_2 (Índice de Kaitz ajustado por el número de horas y ponderado por la proporción de adolescentes en el sector) o con I_3 (obtenido por la combinación del salario mínimo interprofesional de mayores de 18 años, por un lado, y de 17 años, por otro). Más específicamente, la elasticidad estimada del empleo adolescente con respecto a I_3 , por ejemplo, se reduce a la tercera parte. Sin embargo, conviene destacar, que sólo ha resultado significativo el coeficiente estimado de I_1 .

TABLA 1

ELASTICIDAD DEL EMPLEO ADOLESCENTE FRENTE
A VARIACIONES DEL SALARIO MÍNIMO ⁽¹⁾

Período: 1976-1995

I_1	I_2	I_3
$\varepsilon = -0,10$ ($t = -2,28$) ⁽²⁾	$\varepsilon = -0,07$ ($t = -1,67$)	$\varepsilon = -0,03$ ($t = -1,4$)

⁽¹⁾ Coeficientes estimados por mínimos cuadrados generalizados (MCG). Las variables independientes utilizadas en la estimación son las siguientes: La tasa de paro de los varones comprendidos entre 25 y 54 años, los ratios de población de 16-19 años, 20-24 años y femenina sobre el total de población en edad de trabajar, tendencia temporal, las variables ficticias —estacionales y las que recogen los cambios metodológicos en las fuentes utilizadas— y el índice correspondiente de salario mínimo.

⁽²⁾ t-estadísticos entre paréntesis.

Por lo que respecta a la variable que recoge la influencia del ciclo económico en la demanda de trabajo (la tasa de paro de los varones comprendidos entre 25 y 54 años, no mostrada en la Tabla 1) siempre se obtiene un coeficiente significativo y de signo negativo, como se esperaba. Por lo que se refiere a las variables de oferta, (tampoco mostradas en la Tabla), en esta primera aproximación sólo se consideran los ratios de población. Los resultados apuntan que todas ellas son poco significativas. Este hecho puede ser atribuido a dos razones diferentes. Por un lado, a que la mayor parte de adolescentes tiene contratos muy poco retribuidos, lo que puede suponer, en presencia de salario mínimo, que sólo la demanda determina el empleo. Esta hipótesis resulta bastante improbable. Por otro lado, puede ocurrir que las variables elegidas no son las adecuadas y que, por tanto, es necesaria la introducción de otra u otras variables representativas de la oferta de trabajo ¹⁷.

¹⁷ En los apartados siguientes se propone otra especificación alternativa del modelo anterior que introduce como variable representativa de la oferta de trabajo, además de los ratios de población utilizados en esta primera especificación, la tasa de actividad del colectivo considerado.

A.2. Período 1981-1992

En este período se han estimado dos modelos diferentes, como consecuencia de aproximar la oferta de trabajo de dos formas distintas. La primera fila de la Tabla 2 muestra los efectos del salario mínimo sobre el empleo adolescente, obtenidos mediante la utilización del Modelo 1, compuesto de variables explicativas exógenas y ha sido estimado, por tanto, por el método de mínimos cuadrados generalizados. Observando dicha fila se puede señalar que el incremento en cualquiera de los índices de salario mínimo utilizados reduce el empleo adolescente. En concreto, un incremento en el salario mínimo de un 1% reduce el empleo adolescente entre el 0,05% y 0,18%. Los resultados que se obtienen al estimar la ecuación con los índices I_1 , I_2 , o I_3 varían. Son sensiblemente inferiores al utilizar en la estimación los índices I_2 o I_3 . Al igual que sucedía en el período anterior, la elasticidad estimada del empleo adolescente con respecto a I_1 es la más elevada y significativa.

Por lo que se refiere al resto de las variables explicativas (no mostradas en la Tabla 2) conviene destacar la significatividad y el signo negativo del coeficiente de la variable ratio de población femenina. Este resultado es novedoso e interesante, ya que confirma que las mujeres son posibles sustitutivos en el empleo de los adolescentes. Es decir, cuando se incrementa la disponibilidad de mujeres se reduce el empleo adolescente.

TABLA 2

ELASTICIDAD DEL EMPLEO ADOLESCENTE FRENTE
A VARIACIONES DEL SALARIO MÍNIMO

Período: 1981-1992

Indices \ Modelo	I_1	I_2	I_3
Modelo 1: Estimación MCG	$\varepsilon = -0,18$ ($t = -3,40$) ⁽¹⁾	$\varepsilon = -0,08$ ($t = -1,50$)	$\varepsilon = -0,05$ ($t = -2,24$)
Modelo 2: Estimación VI	$\varepsilon = -0,20$ ($t = -3,21$)	$\varepsilon = -0,13$ ($t = -2,10$)	$\varepsilon = -0,08$ ($t = -2,45$)

(1) Estadístico t.

(2) El Modelo 1 incluye las variables independientes siguientes: la tasa de paro de los varones comprendidos entre 25 y 54 años, los ratios de población de 16-19 años, 20-24 años y población femenina sobre el total de población en edad de trabajar, algunas variables dummies, tiempo, y la especificación correspondiente del índice de salarios mínimos.

(3) El Modelo 2 incorpora, además de todas las variables del Modelo 1, la tasa de actividad del grupo analizado.

La segunda fila de la tabla (Modelo 2) presenta las estimaciones del impacto del salario mínimo sobre el empleo adolescente obtenidas mediante el método de variables instru-

mentales. La razón de utilizar este método de estimación, es que se introduce como variable por el lado de la oferta, además de los ratios de población utilizados en la especificación anterior, la tasa de actividad de los adolescentes. La propia naturaleza de esta variable hace que sea considerada como endógena. Su inclusión es algo novedoso en los estudios empíricos realizados hasta el momento¹⁸. El resto de variables son las mismas que las utilizadas con anterioridad. Las elasticidades estimadas del empleo adolescente con respecto al salario mínimo son similares a las obtenidas utilizando la anterior especificación del modelo estimado por MCG. En concreto, son de -0.20, -0.13, y -0.08 frente a variaciones I_1 , I_2 e I_3 , respectivamente.

Por lo que refiere a la nueva variable introducida (la tasa de actividad de los adolescentes), presenta signo positivo y resulta muy significativa (al nivel del 1%). Esto quiere decir que no sólo el lado de la demanda determina el empleo adolescente, en presencia de salario mínimo. Además, la introducción de la tasa de actividad mejora sustancialmente los resultados.

En resumen, de todo lo anteriormente expuesto se deduce que el incremento del salario mínimo disminuye el empleo adolescente. La reducción estimada en el empleo para el período 1981-1992 es sensiblemente superior a la obtenida en el período 1976-1995 (además, los resultados de este último período hay que, considerarlos con mayor precaución por la menor calidad de los datos utilizados en este período). Más específicamente, las elasticidades estimadas fluctúan entre -0.05 y -0.20 en el período 1981-1992 y entre -0.03 y -0.1 en el período 1976-1995. En España, Pérez Domínguez (1995) y Dolado *et al.* (1996), utilizando una metodología parecida a la empleada en este trabajo, obtienen unas elasticidades similares, de -0.6 y de -0.16 respectivamente¹⁹.

Antes de concluir este subapartado, debe apuntarse que se han realizado estimaciones para ambos períodos introduciendo retardos en los índices salariales de cuatro y ocho trimestres. Con los retardos de cuatro trimestres se han obtenido resultados significativos y prácticamente similares a los encontrados con el índice actual. Sin embargo, al introducir retardos de ocho períodos en los índices, los resultados no han sido significativos.

B. Efectos sobre el empleo adolescente por sexo

En este subapartado se estima el efecto de un incremento en el salario mínimo sobre el empleo de los varones y las mujeres en edad adolescente. Esta desagregación del colectivo adolescente por sexo es frecuentemente realizada en los estudios empíricos de otros países. Sin embargo, en España no existe, a nuestro entender, ningún análisis empírico que haga tal diferenciación. La ecuación se estima, también, en dos períodos de tiempo 1976-1995 y 1981-1992.

¹⁸ Pérez Domínguez introdujo la tasa de actividad, en la estimación del empleo, pero la supuso una variable explicativa exógena. Por tanto, estimó la ecuación por mínimos cuadrados.

¹⁹ En Francia, Bazen y Martin (1991) obtienen unas elasticidades comprendidas entre -0.09 y -0.23; Kaufman (1989) para el Reino Unido obtiene elasticidades similares entre, -0.02 y -0.14; Wellington (1991) para EE.UU. obtiene una elasticidad estimada de -0.06.

B.1. Período 1976-1995

La Tabla 3 sintetiza las estimaciones del efecto del salario mínimo sobre el empleo adolescente, por sexo, en el período 1976-1995. En la tabla aparecen en columnas dos especificaciones del Índice de Kaitz I_1 e I_2 ²⁰. En la primera y segunda fila aparecen los resultados de las estimaciones para los adolescentes varones y mujeres, respectivamente. Las variables específicas del sexo que se utilizan en la estimación de la ecuación son, por un lado, y como variable dependiente, la tasa de empleo masculino y femenino para el grupo de edad de 16-19 años. Y, por otro lado, los ratios de población adolescente masculina y femenina. Observando la misma Tabla se puede deducir que no existen diferencias considerables en las elasticidades estimadas para adolescentes masculinos y femeninos. En concreto, se observa que un incremento del salario mínimo en un 1% reduce el empleo adolescente masculino entre un 0.10% y un 0.12% y entre un 0.08% y un 0.10% para los adolescentes femeninos.

TABLA 3

ELASTICIDAD DEL EMPLEO ADOLESCENTE POR SEXO
FRENTE A VARIACIONES DEL SALARIO MÍNIMO (1)

Período: 1976-1995

Sexo \ Indices	I_1	I_2
Adolescentes masculinos	$\epsilon = -0,12$ ($t = -3,02$)	$\epsilon = -0,10$ ($t = -2,8$)
Adolescentes femeninos	$\epsilon = -0,10$ ($t = -1,78$)	$\epsilon = -0,08$ ($t = -1,59$)

(1) Coeficientes estimados por mínimos cuadrados generalizados. Las variables explicativas utilizadas son las mismas que las empleadas para todo el conjunto de adolescentes (véase nota (1) de la Tabla 1). Además, se añaden las variables específicas de sexo.

(2) Entre paréntesis t-estadísticos.

B.2. Período 1981-1992

La ecuación se estima, en este período, empleando dos variables específicas del sexo: la variable dependiente (las tasas de empleo adolescente masculina y femenina) y la variable de oferta (la tasa de actividad adolescente masculina o femenina, según el caso)²¹. El método de estimación es el de variables instrumentales. La Tabla 4 recoge las estimacio-

²⁰ No se muestran las elasticidades estimadas del empleo por sexos con respecto a I_3 porque no han resultado significativas en el período en cuestión.

nes del impacto del salario mínimo sobre el empleo adolescente, por sexo, para el período 1981-1992. De una lectura de la tabla se deriva que un incremento del 1% en el salario mínimo reduce el empleo masculino entre el 0.12% y el 0.20% y disminuye el empleo femenino entre el 0.16% y 0.19%. Nótese que a diferencia del período anteriormente considerado, en éste todos los coeficientes de los índices de salario mínimo se estiman con precisión, aunque varíe el nivel de significación.

TABLA 4
ELASTICIDAD DEL EMPLEO ADOLESCENTE POR SEXO
FRENTE A VARIACIONES DEL SALARIO MÍNIMO ⁽¹⁾

Período: 1981-1992

Sexo \ Indices	I_1	I_2
Adolescentes masculinos	$\varepsilon = -0,20$ $(t = -2,99)$	$\varepsilon = -0,12$ $(t = -1,90)$
Adolescentes femeninos	$\varepsilon = -0,19$ $(t = -2,60)$	$\varepsilon = -0,16$ $(t = -2,20)$

⁽¹⁾ Coeficientes estimados por el método de variables instrumentales. Véase nota (3) de la Tabla 2.

⁽²⁾ T-estadísticos entre paréntesis.

En definitiva, del análisis efectuado en este subapartado, se puede concluir lo siguiente. En primer lugar, el incremento del salario mínimo tiene análogos efectos sobre el empleo adolescente masculino y femenino. En segundo lugar, los efectos del salario mínimo sobre el empleo adolescente por sexos son mayores y más fiables en el período 1981-1992 que en el período 1976-1995. Este resultado también se obtenía para todo el conjunto de adolescentes.

C. Efectos sobre el empleo de otros grupos: jóvenes (20-24 años) y mujeres

La estimación empírica de la ecuación (1) se realiza, asimismo, para los grupos de población de jóvenes entre 20 y 24 años y mujeres de todas las edades.²² La ecuación se estima, en este subapartado, únicamente para el período 1981-1992, por contar con datos más homogéneos. La forma de estimación de la ecuación, como en todos los casos anteriores, es la logarítmica con lo que los resultados de las estimaciones se presentan, también, en forma de elasticidades.

²¹ Se introduce la tasa de actividad como variable explicativa, ya que los coeficientes de los ratios de población de 16-19, de 20-24 y femenina no resultaron significativos en la ecuación.

²² También se hicieron estimaciones para el grupo de población de 25 y más años. Sin embargo, la variable salarial no mostró efectos significativos sobre el empleo del colectivo analizado. Por esta razón resulta innecesaria la exposición de los resultados.

C.1. Jóvenes (20-24 años)

Las variables utilizadas en la estimación de la ecuación son las siguientes. La variable dependiente es la tasa de empleo del colectivo de jóvenes (definida como el ratio de empleados de 20-24 años entre la población de 20-24 años). Como variable explicativa fundamental, se utiliza el índice de salario mínimo I_1 ²³. Por lo que respecta al resto de variables explicativas, son las mismas que las utilizadas en la estimación del empleo de los adolescentes. Asimismo, la oferta de trabajo ha sido aproximada de dos formas diferentes. En primer lugar, se incluyen como variables de control de la misma únicamente las consideradas como exógenas y, en segundo lugar, se introduce en la ecuación, además, la tasa de actividad de los jóvenes.

Los resultados de las estimaciones efectuadas permiten deducir lo siguiente. La elevación del salario mínimo aumenta ligeramente el empleo de los jóvenes comprendidos entre 20-24 años. Mas específicamente, un incremento del salario mínimo del 1% aumenta el empleo de los jóvenes en torno al 0.04%. No obstante, estos resultados no se han podido estimar con precisión por ninguno de los modelos utilizados.

En conclusión, el efecto del incremento del salario mínimo sobre el empleo de los jóvenes es ligeramente positivo, al contrario de lo que sucede para el caso de los adolescentes. Una posible explicación de estos resultados, para estos dos grupos de población, es que a los productores sólo les es rentable contratar adolescentes cuando los salarios son muy bajos. Con estos salarios las empresas pueden emplear adolescentes para hacer tareas insignificantes. Si el salario mínimo se incrementa se despiden adolescentes. Sin embargo, este efecto no se nota en el colectivo de los jóvenes, porque aunque estos tengan empleos también poco remunerados, es probable que se trate de trabajos con futuro. Es decir, que los jóvenes de 20-24 años se concentran en empleos donde la inversión en formación es importante; y la demanda de dichos empleos es apenas sensible al salario mínimo.

Dolado y Felgueroso (1997) obtienen unas elasticidades similares, a las encontradas en este trabajo, tanto para el colectivo de adolescentes como para el de jóvenes (-0.2 y 0.06 respectivamente). Sin embargo, dan otra explicación alternativa a estos resultados. Según estos autores, una posible interpretación consistente con este hecho sería la sustitución progresiva de adolescentes (16-19 años) por jóvenes (20-24 años) y adultos (25 y más años). Es decir, es posible que los adolescentes estén sujetos al SMI mientras que los jóvenes pueden estar afectados por los mínimos sectoriales pactados en los convenios colectivos. Dolado y Felgueroso (1997) concluyen, a este respecto, que «bien pudiera ser el caso de que la subida en el SMI juvenil hubiera inducido una progresiva sustitución de trabajadores con contratos temporales —más propensos a percibir el SMI— por trabajadores con contratos indefinidos —cuya retribución salarial está por encima del SMI—».

C.2. Mujeres

Se estima aquí la ecuación de empleo para todo el colectivo femenino. La mayor parte de los estudios empíricos que analizan los efectos del salario mínimo sobre el empleo se

²³ Asimismo, se podría estimar la ecuación con I_2 e I_3 pero habría que ponderar, en lugar de por la proporción de adolescentes en el sector, por la proporción de jóvenes ocupados en el sector.

centran, casi exclusivamente, en el grupo de adolescentes. Sin embargo, Dolado et. al. (1996) muestran que una gran parte de las personas que perciben el salario mínimo son mujeres. A este respecto, Dolado y Felgueroso (1997) apuntan que «el retrato típico del receptor [del salario mínimo] en España a lo largo de los últimos años corresponde cada vez más al de una mujer, posiblemente mayor de 20 años». Este hecho (unido a la inexistencia en España de análisis empíricos que estudien los efectos del salario mínimo sobre el empleo femenino) hacen que sea ineludible incluir un subapartado dedicado al colectivo de mujeres. Las variables utilizadas en las estimaciones son las mismas que se han incluido al estudiar los restantes grupos de población, si bien se incorporan dos variables específicas de las mujeres. Por un lado, como variable dependiente se utiliza la tasa de empleo femenina. Por otro lado, como variable explicativa, en algunas de las estimaciones, se incluye como variable endógena la tasa de actividad femenina. Conviene destacar acerca de las estimaciones realizadas lo siguiente. En primer lugar, la elasticidad del empleo femenino respecto al índice de salario mínimo, I_1 , es muy pequeña, pero claramente significativa cuando se emplea el Modelo 2, estimado por variables instrumentales. Más específicamente, esta elasticidad está en torno a -0.04. En consecuencia, el empleo femenino apenas se ve afectado por el salario mínimo o, en todo caso, es influido de forma leve y negativa. En segundo lugar, la tasa de actividad femenina ha resultado ser una variable explicativa relevante.

En resumen, puede afirmarse que el establecimiento de un salario mínimo en el mercado de trabajo tendría efecto nulo, o ligeramente negativo, sobre la mano de obra femenina, mientras que el efecto sería nulo o levemente positivo sobre los jóvenes entre 20 y 24 años.

5. Conclusiones

De todo el análisis anterior se pueden inferir las siguientes conclusiones. En primer lugar, existe una relación negativa entre el salario mínimo interprofesional y el empleo adolescente. Más específicamente, una subida del salario mínimo en un 1% reduce el empleo del grupo de edad comprendido entre 16 y 19 años en torno al 0.2% en el período 1981-1992 y alrededor del 0.1% en el período 1976-1995. Es conveniente, no obstante, hacer algunas puntualizaciones con respecto a estos resultados. Por un lado, la elasticidad estimada del empleo con respecto al salario mínimo para el período 1981-1992 es más fiable que la estimada en el período 1976-1995 debido a la calidad de los datos utilizados en las dos muestras. Por otro lado, cuando se han realizado estimaciones utilizando diferentes especificaciones del Índice de Kaitz se han obtenido unos valores de esa elasticidad menores que los anteriormente indicados, si bien la precisión de tales estimaciones es más pequeña. Es conveniente apuntar, además, que las elasticidades estimadas han resultado prácticamente similares, cualesquiera que fueran las variables utilizadas para controlar la oferta de trabajo, aunque esto obligó a utilizar dos modelos diferentes estimados por métodos distintos: el de mínimos cuadrados generalizados o el de variables instrumentales. Este último método se ha utilizado cuando se ha introducido en la ecuación de empleo adolescente la tasa de actividad del colectivo analizado como variable explicativa endógena. Esta variable ha resultado ser muy significativa.

En segundo lugar, se han realizado estimaciones, presumiblemente por vez primera en España, que diferencian el empleo adolescente por sexo. Como principal resultado cabe señalar que la cantidad de mano de obra masculina y femenina contratada se reduce de forma similar ante un incremento del salario mínimo interprofesional. Las elasticidades estimadas han sido semejantes a las obtenidas para los adolescentes como grupo.

En tercer lugar, los resultados de las estimaciones permiten deducir que el empleo adolescente (tanto en su conjunto, como desagregado por sexos) se ve afectado por el salario mínimo actual, pero también por el salario mínimo del año anterior.

En cuarto lugar, para el caso de los trabajadores jóvenes (comprendidos entre 20 y 24 años) el incremento del salario mínimo interprofesional no tiene prácticamente efectos sobre el nivel de empleo. En concreto la elasticidad estimada del empleo de los jóvenes con respecto al salario mínimo ha sido de 0.04. Este colectivo es el único que ha presentado una elasticidad de signo positivo. La explicación que se ha dado a este hecho se ha basado en la inversión en formación realizada por las empresas.

En quinto lugar, en el análisis del efecto del salario mínimo sobre el empleo femenino, se ha encontrado que la elevación del salario mínimo tiene un efecto nulo o ligeramente negativo sobre el empleo de las mujeres. Más específicamente, los ajustes efectuados sugieren que un aumento del 1% en ese salario reduce el empleo femenino en torno a un 0.04%. La elasticidad estimada del empleo femenino respecto al salario mínimo es, pues, muy pequeña, pero significativa.

En resumen, de este trabajo se puede deducir una conclusión de carácter general: el incremento del salario mínimo tiene efectos nocivos sobre el empleo fundamentalmente para el colectivo de adolescentes (16-19 años). A pesar de ello, existe el compromiso político de homogeneizar, para 1998, el salario mínimo interprofesional de los menores de 18 años con el de mayores de 18 años, lo cual supondrá que el salario mínimo de los trabajadores menores de 18 años aumentará más del 60% entre los años 1995-1998. Esta medida previsiblemente agudizará los efectos contraproducentes sobre el empleo, del colectivo más sensible a las modificaciones del salario mínimo, los adolescentes. Esta misma reflexión puede derivarse de las investigaciones realizadas por Pérez Domínguez (1995) y Dolado y Felgueroso (1997).

Referencias bibliográficas

- [1] BAZEN, S. y MARTIN, J. (1991): «The Impact of the Minimum Wage on Earnings and Employment in France», *OECD Economic Studies*, pp. 199-221.
- [2] BROWN, Ch., GILROY, C. y KOHEN, A. (1982): «The Effect of the Minimum Wage on Employment and Unemployment»; *Journal of Economic Literature*, 20, pp. 487-528.
- [3] BROWN, Ch., GILROY, C. y KOHEN, A. (1983): «Time Series Evidence on the Effect of the Minimum Wage on Youth Employment and Unemployment»; *Journal of Human Resources*, 18, pp. 3-31.
- [4] 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*, 84, pp. 772-793.

- [5] CARD, D. y KRUEGER, A. B. (1995): *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wages*; Princeton, Princeton University Press.
- [6] DEERE, D.; MURPHY, K.; y WELCH, F. (1995): «Reexamining Methods of Estimating Minimum-Wage Effects»; *AEA Papers and Proceedings*, 85, pp. 232-237.
- [7] DOLADO, J. y FELGUEROSO, F. (1997): «Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español»; *Moneda y Crédito*; 204, pp. 213-263.
- [8] DOLADO, J.; KRAMARZ, F.; MACHIN, S.; MANNING, A.; y C. TEULINGS (1996): «The Economic Impact of minimum Wages in Europe»; *Economic Policy*, 23, pp. 317-372.
- [9] GAVETT, T. (1970): «Introduction to Youth Unemployment and Minimum Wages». Bull. 1657. Washington: U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics.
- [10] HAMERMESH, D. (1981): «Minimum Wages and Demand for Labor»; Working Papers n.º 656. Cambridge, Ma: NBER, Inc.
- [11] HASHIMOTO, M.; MINCER J. (1970): «Employment and Unemployment Effects of Minimum Wages»; Working Paper, Ma: NBER, Inc.
- [12] GRAMLICH, E. M. (1976): «Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes»; *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, editado por OKUN, A. M. y PERRY, G. L.; Washington, D. C.: The Brookings Institution, pp. 409-461.
- [13] KAITZ, H. B. (1970): «Experience of the Past: The National Minimum», en *Youth Unemployment and Minimum Wages*, Bulletin 1657, U. S. Department of Labor; Bureau of Labor Statistics; Washington, D. C.: G. P. O.
- [14] KAUFMAN, R. (1989): «The Effects of Statutory Minimum Rates of Pay on Employment in Great Britain»; *Economic Journal*, 99, pp. 1.040-1.053.
- [15] MANNING, A. y S. MACHIN (1996): «Employment and the Introduction of a Minimum Wage in Britain»; *Economic Journal*, 106, pp. 667-673.
- [16] MINCER, J. (1976): «Unemployment Effects of Minimum Wages»; *Journal of Political Economy*, 84, pp. 87-105.
- [17] 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.
- [18] SÁNCHEZ MOLINERO, J. M. (1992): «Relaciones laborales y Mercados de trabajo: la experiencia española»; *Cuadernos de Economía*, 20, pp. 385-414.
- [19] SANTIAGO HERNANDO, R. (1992): *Un Modelo sobre Migraciones, Salarios y Desempleo en la Economía Española*, Tesis Doctoral, Valladolid.
- [20] SOLON, G. (1985): «The Minimum Wage and Teenage Employment: A Reanalysis with Attention to Serial Correlation and Seasonality». *Journal of Human Resources*, 20, pp. 292-297.
- [21] STIGLER, G. (1946): «The Economics of Minimum Wage Legislation»; *American Economic Review*, 36, pp. 358-365.
- [22] WELLINGTON, A. J. (1991): «Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update»; *The Journal of Human Resources*, XXVI, pp. 27-46.