

## **«Los problemas del mercado de trabajo juvenil en España: empleo, formación y salarios mínimos»**

*En este artículo se discuten los efectos sobre el mercado de trabajo juvenil de dos reformas recientes que han afectado al sistema de salarios mínimos español: el proceso de equiparación del Salario Mínimo Interprofesional para todas las edades, culminado en 1998, y el Pacto sobre Negociación Colectiva, firmado en 1997. Con este fin, se realiza una síntesis de los resultados obtenidos en investigaciones recientes y se aporta nueva evidencia que indica que en ambos casos las decisiones tomadas han podido ser inadecuadas.*

Artikulu honetan, Espainiako gutxieneko soldaten sisteman berriki gauzatu diren bi erreformek gazteen lan merkatuan izan dituzten ondorioak eztabaidatzen dira. Erreforma horiek dira lanbide arteko gutxieneko soldata adin guztietan berdintzea, 1998an burutu baita, eta negoziazio kolektiboaren gaineko ituna, 1997an sinatu baita. Helburu horretarako, azken azterlanetan lortutako emaitzen laburpena egin da artikuluan. Halaber, ebidentzia berria eskaintzen da, bi alderdi horietan hartu diren erabakiak ezegokiak izan zitezkeela adierazten duena.

*This article discusses the effects on the youth labour market of two recent reforms that have affected the Spanish minimum wages: the process of equalisation of the Minimum Interoccupational Wage for all ages, which concluded in 1998, and the Collective Bargaining Agreement, signed in 1997. With this purpose, the authors synthesise the results obtained in recent research and provide new evidence that indicates that in either case the decisions taken may have turned out to be inappropriate.*

1. **Introducción**
  2. **Los efectos del SMI sobre el empleo juvenil**
  3. **Tarifas pactadas en convenios colectivos y formación**
  4. **Conclusiones**
- Referencias bibliográficas**

Palabras clave: trabajo juvenil, empleo, formación, salario mínimo interprofesional, mercado de trabajo.  
Nº de clasificación JEL: E24, J21, J24, J31, J62

## 1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este trabajo es discutir acerca de la evidencia de la influencia de las instituciones sobre el funcionamiento del mercado de trabajo juvenil en España, prestando una atención especial a los efectos de los salarios mínimos y de la negociación colectiva.

El punto de vista imperante acerca de los efectos de los salarios mínimos ha experimentado un cambio sustancial a lo largo de los últimos años. Una muestra del alcance de tal cambio lo constituye el hecho de su reciente implantación en el Reino Unido, las sucesivas revalorizaciones en EEUU y su inclusión en las políticas de empleo recomendadas por la OCDE<sup>1</sup>.

---

<sup>1</sup> En el OECD Jobs Study de 1994 se afirmaba que «Muchas veces (los salarios mínimos) acaban

Este giro tan significativo ha sido en buena medida el fruto de un profundo debate académico cuyos dos principales centros de interés definen el marco en el que se inscribe este trabajo.

En primer lugar, una de las discusiones más fecundas de la última década se ha centrado en los efectos directos de los salarios mínimos sobre el empleo. Cómo es bien sabido, de acuerdo con la visión convencional, al elevar los costes laborales, los mínimos salariales

---

dañando las oportunidades de empleo de los trabajadores no cualificados. (...). Se debe reconsiderar el papel de los salarios mínimos estatutarios como instrumento para alcanzar objetivos redistributivos y cambiar hacia instrumentos más directos». En el de 1998, se realizó la siguiente recomendación: «Un paquete de medidas de política económica bien diseñado que incluya un conjunto de salarios mínimos apropiadamente fijados (...), debe constituir una de las vías más beneficiosas a la hora de adoptar una política basada en el empleo».

destruyen los empleos y constituyen una barrera a la entrada para los trabajadores más jóvenes. Sin embargo, en la actualidad, muchos economistas no comparten este punto de vista, tildándolo simplemente de «mito»<sup>2</sup>. En la actualidad, existen varios estudios empíricos que no han encontrado una relación negativa entre variaciones de los salarios mínimos y empleo, tal como predice el modelo competitivo. Alternativamente ha surgido lo que se ha dado por denominar la «nueva teoría económica de los salarios mínimos». En ella han encontrado sitio otros modelos de mercados de trabajo que, recuperando argumentos propios de los modelos de monopsonio y de los salarios de eficiencia, justifican la posibilidad de que aumentos de los salarios mínimos no afecten negativamente al empleo.

En segundo lugar, también se ha puesto en entredicho la idea de que los salarios mínimos afectaban negativamente a la formación que los trabajadores adquieren en la empresa. Tal idea se basa en las predicciones de la teoría del capital humano de que los suelos salariales impiden repercutir los costes de formación sobre los trabajadores a través de menores salarios de entrada. Por lo contrario, trabajos recientes arguyen que puede existir una relación positiva entre salarios mínimos y formación en las empresas, por ejemplo, a través de una compresión salarial en mercados de trabajos no competitivos<sup>3</sup>. Desde el punto de vista empírico,

se puede constatar que los países con sistemas de formación más eficientes tienen precisamente salarios mínimos muy consolidados.

El mercado de trabajo español constituye un interesante campo de estudio para la obtención de evidencia que arroje luz sobre los dos debates mencionados. España, en efecto, es el país de la OCDE donde los jóvenes tienen mayores problemas, no sólo para encontrar empleo sino también para recibir formación en una empresa e iniciar una carrera laboral en una situación estable<sup>4</sup>. Estos datos podrían sugerir, de acuerdo con la visión tradicional, efectos negativos de los salarios mínimos sobre el mercado de trabajo juvenil. No obstante, la investigación empírica sobre este tema ha sido escasa hasta ahora. Además la evidencia disponible se centra en los salarios mínimos estatutarios (o fijados por el gobierno). Sin embargo, al igual que en el resto de los países europeos, el mercado de trabajo se caracteriza por la existencia de otros suelos salariales, como son las tarifas fijadas en convenio colectivo de sector. En este sentido, en España se dan dos particularidades: la coexistencia de ambos tipos de salarios mínimos y una singular estructura de la negociación colectiva en la que ha predominado tradicionalmente el convenio colectivo de sector provincial.

En años recientes, se han producido dos reformas que afectan al sistema de salarios mínimos: la equiparación de los salarios mínimos por edades y la reforma

---

<sup>2</sup> Card y Krueger (1995)

<sup>3</sup> Véase Acemoglu y Pischke (1999) para resumen de estos argumentos.

---

<sup>4</sup> Véase OECD (1998)

de la estructura de la negociación colectiva. El objetivo principal de este artículo es proporcionar una evaluación de las mismas, realizando la síntesis y actualización de la evidencia empírica disponible en cada uno de los dos frentes mencionados anteriormente: el empleo y la formación.

En trabajo se estructura como sigue. En la Sección 2 se estudian los efectos del Salario Mínimo Interprofesional sobre el empleo juvenil. En la Sección 3 se investiga la relación entre la estructura de la negociación colectiva y la formación. Finalmente, en la Sección 4, se ofrece un resumen, así como las principales conclusiones de este trabajo.

## **2. LOS EFECTOS DEL SMI SOBRE EL EMPLEO JUVENIL**

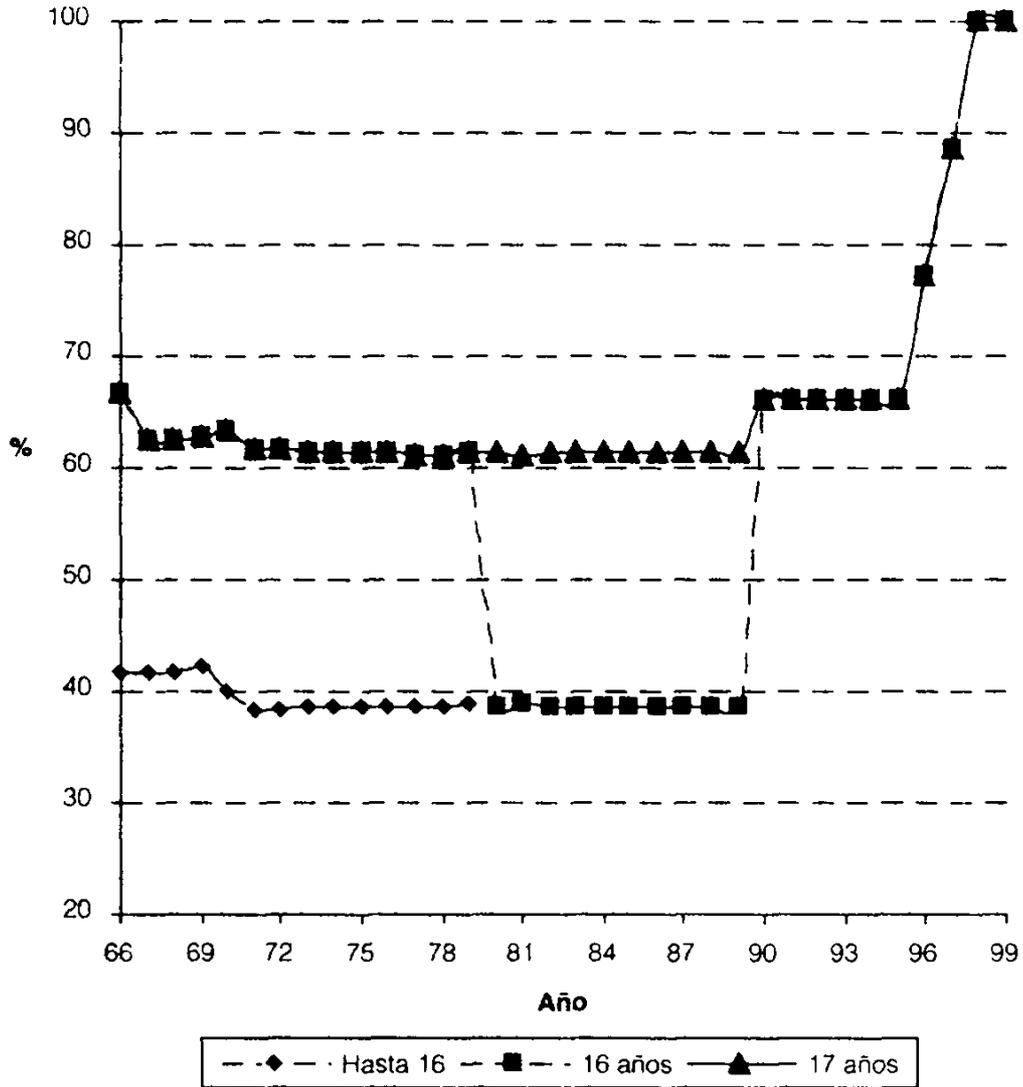
En 1998 concluyó en España el proceso de equiparación del Salario Mínimo Interprofesional (SMI) para todas las edades. Hasta entonces, el sistema de salarios mínimos estatutarios se había caracterizado por ser escalonado, con una diferenciación por tramos de edad. La unificación de los salarios mínimos se realizó en dos fases. En la primera, que tuvo lugar en 1990, se pasó de una estructura de tres tramos de edad (menores de 17 años, 17 años y adultos) a una de dos (menores y mayores de 18 años). Este cambio supuso un incremento del 83% del SMI para menores de 17 años, no sólo por la igualación del salario mínimo de los menores de 18 años, sino porque el SMI para trabajadores de 17 años experimentó también

una elevación superior al resto de los trabajadores (un 15%, esto es el doble del que le correspondió a los adultos en ese mismo año). Como puede verse en el Gráfico n.º 1, con esta decisión se rompió una trayectoria de cerca de 20 años durante los que los salarios mínimos experimentaron incrementos similares para todas las edades, manteniendo la relación entre salarios mínimos por edades en torno al 61% (17/18+) y 39% (17-/18+, desde 1980).

El segundo episodio se refiere al trienio 1996-1998 durante el cual se procedió a la supresión completa de la estructura por edades, fijando un salario mínimo único, para todos los trabajadores. Aunque esta medida haya supuesto un aumento sustancial del salario mínimo de los adolescentes (un 64% desde el vigente en 1995), el cambio ha sido más gradual que en el episodio anterior (21% en 1996, 18% en 1997 y 15% en 1998). Como resultado de estos ajustes, los SMI para los trabajadores más jóvenes se han incrementado en la última década en un 284% (16 años) y un 142% (17 años), esto es, cerca de 6 y 3 veces el aumento del SMI de los adultos, respectivamente.

Esta relación entre salarios mínimos por edades ha de ser, sin embargo, matizada por varias razones. En primer lugar, el SMI ha de ser considerado como módulo o salario base sobre el cual se adicionan una serie de complementos a los que tienen acceso los trabajadores en función de las características de los puestos de trabajo que estén ocupando y de la antigüedad en la empresa. Por lo tanto, el salario mínimo relativo

Gráfico n.º 1. Relación entre SMI para jóvenes y SMI para adultos (1966-1999)



presentado con anterioridad correspondería a un salario de entrada por hora trabajada en un puesto de trabajo en condiciones normales (jornada ordinaria, sin complementos específicos del puesto de trabajo, ni primas por trabajo intensivo). Con la reforma del Estatuto de los trabajadores en 1994, se suprimió la obligación de varios complementos mínimos estatutarios a los que tenían especialmente acceso

los trabajadores adultos. Así, por ejemplo, desde entonces se ha producido una supresión o congelación a través de convenio colectivo de los complementos de antigüedad de varios sectores. Ello significa que, a priori, los salarios mínimos relativos del grupo de adolescentes frente al grupo de adultos deben haber aumentado en una mayor medida.

En segundo lugar, una característica importante del salario mínimo de los jóvenes es el tratamiento diferencial otorgado a los trabajadores contratados para la formación o de aprendizaje. Desde 1980 no existe un tratamiento distinto para la categoría de aprendiz<sup>5</sup>, sin embargo las remuneraciones de los más jóvenes han podido ser menores que el SMI a través de los contratos de aprendizaje o formativos. En concreto, entre 1994 y 1997, se produjo una modificación de este tipo de contratos que ha de ser tenida en cuenta. Se amplió el límite de contratación de 19 hasta 24 años y se estableció como salario mínimo el 70, 80 y 90% del SMI durante el primer, el segundo y el tercer año respectivamente, para una jornada del 85% de la jornada ordinaria. Sin embargo, para los trabajadores menores de 18 años se estableció que el salario no podía ser inferior al salario mínimo correspondiente a su edad. Por lo tanto, en realidad, la reducción del salario mínimo por hora sólo afectó a los trabajadores de 18 a 19 años, mientras que apareció un nuevo grupo competitivo como son los de 20 a 24 años<sup>6</sup>. Por todo ello, para los trabajadores contratados bajo esta modalidad, el coste laboral relativo de entrada entre un trabajador de 16 a 17 años y otro de 18 a 19 años se habría incrementado en 1994 desde un 66,1% hasta un 81,7%, alcanzando un 94% en

---

<sup>5</sup> Entre 1966 y 1980, los aprendices mayores de 18 años tenían establecido el mismo sueldo salarial que los trabajadores menores de 16 a 17 años.

<sup>6</sup> Además, también se modificaron las normas relativas a las cotizaciones a la seguridad social, pasando de una bonificación cuasi total de la cotización por contingencias comunes a una cuota lineal.

1996 en lugar del 77,4% bajo otras modalidades contractuales.

En cualquier caso, y en comparación con los países europeos que también disponen de salarios mínimos nacionales, el SMI español se distingue en la actualidad en dos puntos. El primero es que España se ha convertido en el único país en el que no existe una reducción o exención del salario mínimo para el grupo de 16 a 17 años, y el segundo es que, en los demás países, las reducciones del salario mínimo juvenil se extienden, por lo general, a edades superiores a los 17 años. Estas observaciones se detallan en el Cuadro n.º 1.

Un caso particularmente interesante es el del Reino Unido, país en el que, en abril de 1999, se ha implantado un salario mínimo nacional por primera vez en su historia. Siguiendo las recomendaciones de los expertos encargados de estudiar los posibles efectos del salario mínimo, no sólo se decidió la exclusión del grupo de 16 a 17 años, sino que se tuvo la precaución de reducir el correspondiente al de los trabajadores de 18 a 21 años, así como el de los mayores de 22 años con menos de 6 meses de trabajo en la empresa<sup>7</sup>.

## 2.1. Incidencia del SMI entre los jóvenes

Uno de los hechos significativos en relación con el salario mínimo para adultos es la caída de su tamaño relativo medido en términos del denominado

---

<sup>7</sup> Véase Low Pay Commission (1998) y Metcalf (1999).

Cuadro n.º 1. **Salarios mínimos nacionales para jóvenes en Europa**

Pais	Tipo	Salario mínimo jóvenes / Salario mínimo adultos
Bélgica	(2)	Desde un 68% (16 años) hasta un 94% (20 años)
Grecia	(2)	Mínimo sólo para mayores de 18 años
Francia	(1)	16-17 años: 80% reducción para trabajadores con menos de 6 meses en su ocupación
Irlanda (*)	(1)	16-17 años: 70%
Luxemburgo	(1)	Desde un 60% (15 años) hasta un 80% (17 años)
Holanda	(1)	Desde un 30% para 15 años hasta 85% para 22 años
Portugal	(1)	17 años: 50%, 18-19 años: 75%
Reino Unido (**)	(1)	Mínimo sólo para mayores de 18 años 18-21 años: 83,33%; mayores de 22 durante los seis primeros meses en que ocupen un nuevo empleo si se recibe formación: 88,89%

(\*) A partir de abril del 2000.

(\*\*) Desde abril de 1999.

Fuente: EIRO y Eurostat (1997)

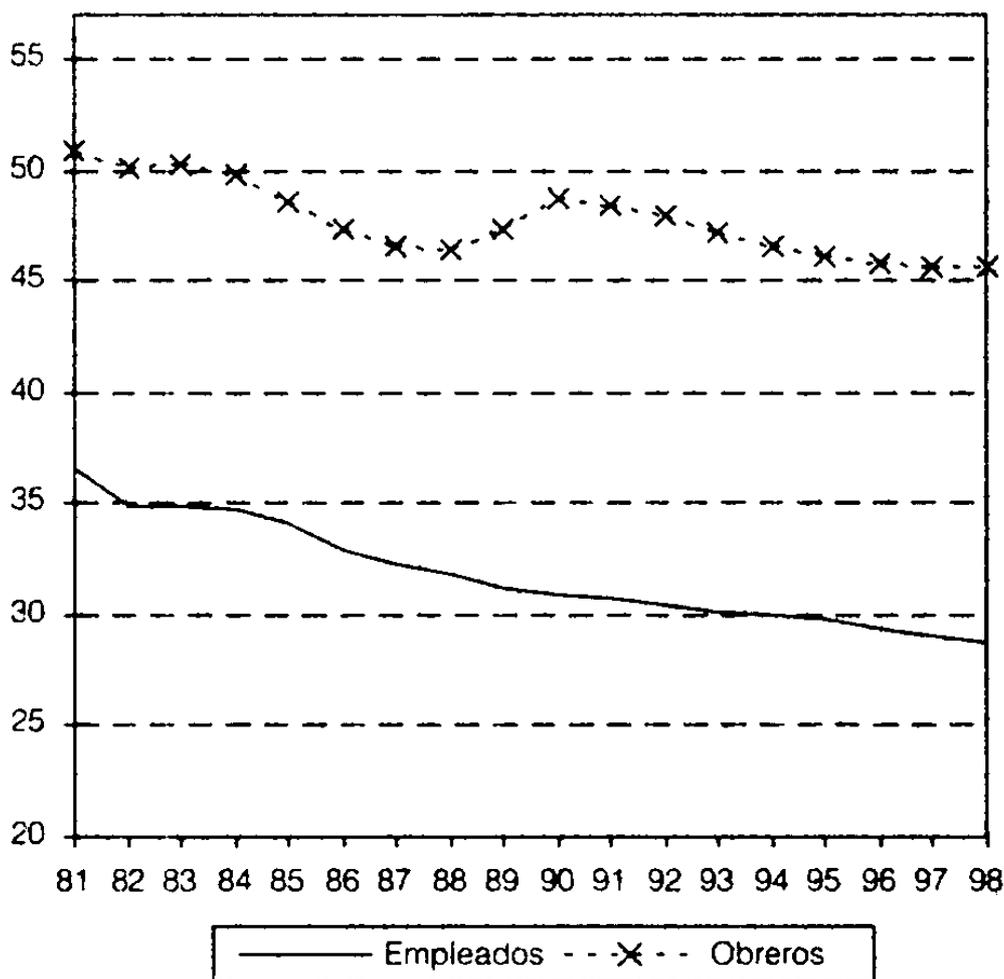
«índice de Kaitz» (cociente entre salario mínimo y salario medio de una economía). En el Gráfico n.º 2, se muestra la evolución de los índices de Kaitz en España entre 1981 y 1998, distinguiendo entre trabajadores manuales y empleados. Como se puede observar, el índice de Kaitz para empleados ha caído unos 8 puntos desde 1981, mientras que el de los obreros ha caído en cerca de 5 puntos. Esta disminución sitúa el índice de Kaitz global en torno al 36%, siendo uno de los más bajos de la OCDE<sup>8</sup> y muy por debajo del objetivo del 68% previsto en la Carta Social del Consejo de Europa.

<sup>8</sup> Dolado y Felgueroso (1997).

Teniendo en cuenta estos datos, resulta difícil llegar a la conclusión de que el SMI haya sido culpable de los problemas de desempleo que experimenta nuestro país. Sin embargo, el índice de Kaitz no constituye una buena medida para valorar la incidencia real del SMI entre los más jóvenes, resultando más útil la obtención de medidas que proporcionen una estimación del número de perceptores del SMI en este grupo de población.

La única fuente disponible para un estudio de la evolución de la incidencia del SMI en España es la Encuesta de Coyuntura Laboral (ECL). En esta encuesta, que se realiza a una muestra

Gráfico n.º 2. Índices de Kaitz para adultos (1981-1998)



(\*) Cociente entre el SMI mensual para mayores de 18 años (incluyendo dos pagas extras prorrateadas) y la ganancia mes media ganancias correspondiente a los pagos totales.

Fuente: Encuesta de Salarios.

de empresas con una periodicidad trimestral, se pregunta directamente el número de trabajadores que perciben el SMI. Desde 1996 —año en el que se incluye en la muestra a empresas de 5 o menos trabajadores— la proporción de trabajadores varía entre un 2,5% y un 3%. Sin embargo, esta fuente de datos no ofrece la proporción de perceptores por edades, por lo que para estimar la incidencia del SMI entre los jóvenes, resulta necesario utilizar otras encuestas puntuales y comparar las remuneraciones que declaran percibir los trabajadores o abonar las empresas, y

compararlas con el salario mínimo vigente en el momento de realizar la encuesta.

Este ejercicio ha sido realizado por Dolado y Felgueroso (1997), que, utilizando la Encuesta de Conciencia, Biografía y Estructura de Clase (ECBC, 1990), llegaron a la conclusión de que el porcentaje de perceptores podría situarse en torno al 5% y que la incidencia era especialmente elevada entre los más jóvenes (un 28% entre los menores de 20 años, y un 11,2% entre los trabajadores de 20 a 24 años). Un ejercicio similar se puede realizar, a su vez,

con la Encuesta de Estructura Salarial (EES-1995) y el Panel de Hogares Europeos (Phogue-1995).

En el Cuadro n.º 2, se ofrecen varias medidas de la incidencia entre los trabajadores de 16 a 24 años, utilizando estas tres encuestas y distintos criterios de medición para la comparación entre el salario percibido y el SMI. En concreto, se presentan la proporciones de trabajadores cuya remuneración es inferior o igual a un determinado porcentaje (en la primera columna) que varía entre -15% y 20%. Las observaciones principales que se extraen de este cuadro son las siguientes. En primer lugar, se observa que las encuestas dirigidas a trabajadores

(ECBC -1990 y Phogue-1995) presentan unas incidencias mayores que la EES-1995. Ello podría ser en parte debido a dos hechos: la EES-1995 no incluye en su muestra a empresas de menos de 10 trabajadores, entre las que la incidencia del SMI es mayor, y al ser una encuesta dirigida a empresas, no debería recoger aquellos casos en los que se realizan horas extras sin su recargo correspondiente. En segundo lugar, la distribución de frecuencias de la ECBC-1990 y del PHOGUE-1995, son muy similares, siendo especialmente elevado el número de trabajadores que declaran percibir un salario inferior al SMI. Finalmente, y pesar de sus limitaciones, a partir de la EES-1995 se puede observar cómo varía la incidencia si se compara el

**Cuadro n.º 2. Incidencia del SMI, varias medidas\* (16-24 años)**

%	ECBC-1990		PHOGUE-1995		EES-1995			
	B	C	B	C	A	B	C	D
-15	6,2	9,9	5,7	8,3	4,0	1,7	1,7	2,9
-10	9,0	12,1	9,2	12,7	5,8	2,1	2,1	3,6
-5	10,7	13,5	11,9	15,8	6,7	2,6	2,6	4,4
0	14,9	16,7	14,4	19,4	11,1	4,4	4,4	5,4
5	15,8	18,5	16,9	21,3	14,9	5,8	5,8	6,5
10	21,1	24,4	19,0	23,2	18,6	7,6	7,7	7,9
15	23,4	26,9	21,7	24,8	22,5	9,6	9,8	9,6
20	27,3	30,5	23,3	26,7	28,2	11,7	11,9	11,7
25	30,9	33,2	26,9	30,5	33,5	14,4	14,5	14,2

(\*) Proporción de individuos cuya remuneración es igual o inferior al SMI en la proporción correspondiente a la columna 1. A = comparación del salario base hora/mes ordinario con el SMI; B = comparación entre la remuneración hora percibida excluidos los complementos específicos del puesto de trabajo (nocturnidad, peligrosidad, etc.) y el SMI; C = como en B con un recargo del 75% sobre el SMI hora; D = comparación entre remuneración hora/año y SMI hora/año.

Fuentes: Encuesta de Conciencia, Estructura y Biografía de Clase (ECBC-1990); Panel de Hogares Europeo, encuesta de 1995 (PHOGUE-1995) y Encuesta de Estructura Salarial (EES-1995).

SMI con el salario base. Como se ha comentado anteriormente, el SMI sirve de módulo sobre el que se han de calcular distintos complementos. Por ello, esta comparación que aparece en la columna A, puede indicar que en realidad los datos de la ECBC-1995 y del Phogue-1995 pueden estar subestimando la efectividad del SMI, al no permitir una distinción entre salario base y remuneración final.

En conclusión, los datos de la EES-1995 deberían subestimar la incidencia real del SMI entre los más jóvenes, mientras que los de la ECBC-1990 y del PHOGUE-1995 tenderían tanto a una subestimación como a una sobrestimación. No resulta por lo tanto sencillo obtener una medida exacta de la incidencia potencial del SMI. Sin embargo, sí que resulta útil estudiar como varían estas medidas con las características de los trabajadores.

Con este propósito, los datos de la columna A y B se detallan en los Cuadros n.<sup>os</sup> 3 y 4, para la EES-1995 y el Phogue 1995, respectivamente. Los resultados se han limitado a aquellas proporciones de trabajadores cuyas diferencias son inferiores o iguales a -10%, 0% y 10%. Como se puede observar la incidencia es especialmente alta para los jóvenes de 16-17 y de 18-20 y también para las mujeres. En cuanto a la experiencia en la empresa, si bien existe una relación negativa entre los trabajadores de 16-17, no se puede llegar a ninguna observación concluyente con los jóvenes adultos. Además, en el Cuadro n.º 4, se puede observar que la incidencia es mayor en los casos de trabajo a tiempo parcial y en los que la jornada de trabajo semanal se extiende más allá de las 40 horas.

## 2.2. Efectos del SMI sobre el empleo juvenil: evidencia empírica

Los efectos del SMI sobre el empleo de los más jóvenes ha sido un tema que ha merecido una atención especial por parte de los investigadores españoles en los últimos años. Los trabajos de Pérez Domínguez et (1995), Dolado et al (1996), Dolado y Felgueroso (1997), Güesmes (1997) y Pérez Domínguez et al. (1999) constituyen una buena prueba de tal interés. De los resultados obtenidos en estos trabajos se pueden extraer las conclusiones siguientes. /) Sólo se constatan efectos negativos sobre el empleo del grupo de 16 a 19 años, no resultando significativos los efectos sobre el grupo de 20 a 24 años. //) No se observan efectos significativamente distintos por sexo, aunque sí por regiones. Así, el empleo de los adolescentes ha sido más sensible a las variaciones del SMI en aquellas Comunidades Autónomas con menores salarios medios y mayor proporción de salarios bajos. ///) Cuando se amplía el período muestral, incluyendo años anteriores a los 80, los efectos del SMI sobre el empleo se diluyen, iv) Las elasticidades estimadas y sobre todo la significatividad de la mismas son especialmente sensibles al tipo de índice de Kaitz que se utilice.

El problema fundamental de los trabajos citados anteriormente es que no aportan evidencia respecto de los efectos del SMI sobre el grupo de trabajadores cuyo salario mínimo relativo ha experimentado los mayores cambios en la década de los 90, esto es, el grupo de adolescentes de 16 a 17 años. En efecto,

**Cuadro n.º 3. Incidencia del SMI entre los jóvenes según la Encuesta de Estructura Salarial\*. (Proporción de individuos que perciben una remuneración menor que -10%, 0% y 10% del SMI)**

*A) Diferencias entre el salario base hora y el SMI hora*

	16-17 años			18-20 años			21-24 años		
	Dif. menor de			Dif. menor de			Dif. menor de		
	-10%	0%	10%	-10%	0%	10%	-10%	0%	10%
Varones	3,1	13,1	24,5	11,8	19,1	29,2	4,6	8,7	16,1
Mujeres	7,4	10,1	30,6	10,8	19,1	27,1	4,8	10,5	16,9
Años en la empresa									
0 año	5,5	14,1	32,0	10,1	17,0	26,7	4,7	10,5	19,3
1 año	1,9	8,5	15,1	11,0	19,1	28,1	5,1	8,7	15,1
2 años	—	—	—	15,0	26,1	37,2	4,3	8,8	16,1
3 años	—	—	—	11,4	18,5	21,5	4,4	7,9	13,0

*B) Diferencias entre la remuneración percibida hora y el SMI hora*

	16-17 años			18-20 años			21-24 años		
	Dif. menor de			Dif. menor de			Dif. menor de		
	-10%	0%	10%	-10%	0%	10%	-10%	0%	10%
Varones	0,1	3,3	10,9	4,8	9,0	13,9	0,8	2,2	3,9
Mujeres	2,2	5,1	22,7	6,0	11,5	18,4	2,4	4,7	8,2
Años en la empresa									
0 año	1,1	4,9	18,6	5,5	10,2	15,6	1,9	3,6	6,4
1 año	0,0	1,2	5,4	4,6	9,1	13,0	1,2	3,3	5,7
2 años				6,5	11,9	24,8		3,3	5,6
3 años				5,1	10,0	11,6	0,9	2,4	3,7

Nota: en la remuneración percibida hora, se han excluido los complementos específicos del puesto de trabajo.

Fuente: Elaboración a partir de la Encuesta de Estructura Salarial (1995)

al igual que en los estudios realizados en otros países —especialmente en EEUU— se consideran dos grupos de jóvenes: los de 16 a 19 años, denominados jóvenes adolescentes, y los de 20-24, o jóvenes adultos. Las razones para explicar

tal agrupación vinieron esencialmente dictadas por la disponibilidad de datos, publicados siguiendo criterios estadísticos internacionales. En el caso español estas agrupaciones plantean serios problemas de interpretación tanto en la

**Cuadro n.º 4. Incidencia del SMI entre los jóvenes según el Panel de Hogares Europeo, 1995\*. (Proporción de individuos que perciben una remuneración menor que -10%, 0% y 10% del SMI)**

	16-17 años			18-20 años			21-24 años		
	Dif. menor de			Dif. menor de			Dif. menor de		
	-10%	0%	10%	-10%	0%	10%	-10%	0%	10%
Muestra	10,4	25,0	31,2	14,6	20,2	28,2	5,8	9,6	11,9
Varones	5,9	19,8	23,7	15,5	20,5	26,8	3,3	5,6	7,3
Mujeres	—	—	—	13,3	19,8	30	9,7	15,6	18,9
Años en la empresa:									
O año	—	—	—	13,0	19,8	28,3	7,1	9,5	12,0
1 año	—	—	—	15,1	20,8	35,3	3,5	4,2	7,4
2 años	—	—	—	16,1	17,1	18,1	0,0	5,0	6,4
3 o más años	—	—	—	18,1	23,0	34,3	7,3	15,6	17,6
Menos de 30 horas	—	—	—	18,6	25,0	27,4	9,6	13,0	15,7
30-40 horas	—	—	—	12,3	15,5	21,5	2,4	6,3	9,6
Más de 40 horas	—	—	—	16,1	26,2	37,0	9,0	13,8	15,5

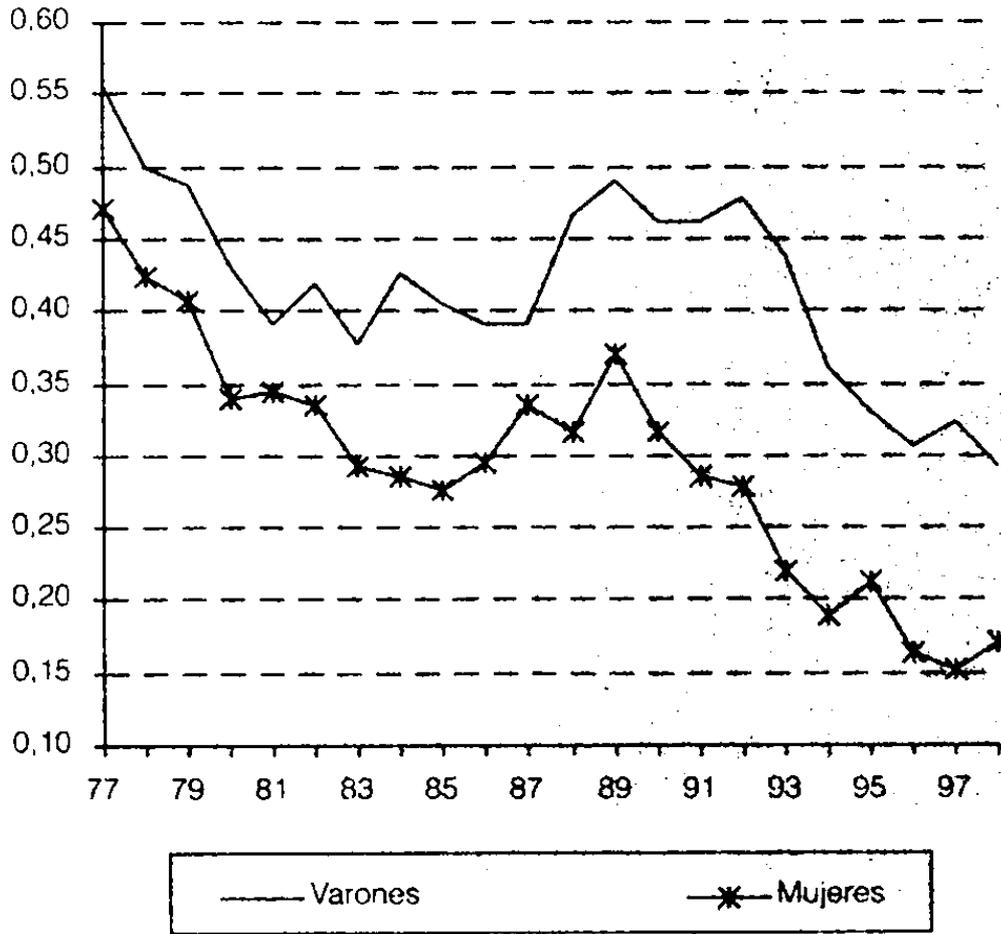
variable dependiente (la tasa de empleo) cómo en la independiente principal (el índice de Kaitz).

En el Gráfico n.º 3 se ha representado la evolución del cociente entre asalariados del grupo de 16-17 años y el de 18-20 años, por sexo, según la estimación proporcionada por la EPA para el período 1977-1998. Se puede observar como este cociente experimenta una caída, especialmente elevada entre las mujeres en 1990 —año en el que se produjo el primer incremento importante del primer grupo en relación con el del segundo— cuando hasta entonces había seguido un comportamiento esencialmente cíclico.

Lo mismo ocurre en el año 1996, después de haber iniciado una recuperación en 1995, siguiendo el inicio de la última fase expansiva.

Para contrastar si existen distintos efectos del SMI sobre empleo de ambos grupos se ha procedido a una nueva estimación de las elasticidades de empleo siguiendo el enfoque de las ecuaciones de empleo en forma reducida, utilizado en la mayoría de trabajos que se han mencionado anteriormente. Tres son las aportaciones que se pretenden realizar. La primera es la mencionada separación del grupo de trabajadores más jóvenes (16-17) más acorde con la distinción

Gráfico n.º 3. Evolución del ratio asalariados 16-17 años/asalariados 18-20 años\* (1977-1998)



(\*) Para la estimación de los ratios corregidos se ha utilizado la desviación de la población EPA respecto de las estimaciones intercensales para cada edad y sexo.

Fuentes: EPA (2.º trimestres) y Proyecciones y Estimaciones Intercensales de la población (Base de datos Tempus, INE).

procedente del sistema de salarios mínimos. Además, se considera el período durante el cual existió un salario mínimo único para dicho grupo, esto es, de 1990 a 1998. La segunda aportación consiste en la realización de las estimaciones por sexos utilizando distintos tipos de índices de Kaitz, esto es distinguiendo entre índices para empleados y para obreros. Con ello se desea tener en cuenta que la evolución de estos índices ha sido distinta en el período considerado y que los puertos de entrada tradicionales de las mujeres se

han asociado usualmente con trabajos de cuello blanco (empleados), mientras que los de los varones lo están con trabajos de cuello azul (obreros)<sup>9</sup>. Finalmente, la tercera aportación consiste en la estimación de las elasticidades cruzadas, esto es, la sensibilidad del empleo de un grupo ante variaciones del SMI del otro grupo. Como se ha remarcado en el estudio de la incidencia entre los jóvenes,

<sup>9</sup> Para un estudio de los cambios en los puertos de entrada de jóvenes véase Dolado, Felgueroso y Jimeno (2000).

Cuadro n.º 5. Elasticidades del empleo juvenil respecto del SMI\* (1990-1998)

	Tasa de empleo 18-20 años		Tasa de empleo 18-20 años	
	SMI 16-17	SMI 18+	SMI 16-17	SMI 18+
<i>Ambos sexos:</i>				
Empleados y obreros	-0,23 (2,44)	0,18 (1,96)	0,01 (0,13)	0,11 (0,99)
<i>Varones:</i>				
Empleados y obreros	-0,24 (1,82)	0,30 (2,17)	-0,03 (0,20)	0,16 (0,94)
Obreros	-0,26 (2,07)	0,24 (1,98)	-0,19 (1,22)	0,06 (0,37)
<i>Mujeres:</i>				
Empleados y obreros	-0,31 (2,99)	0,18 (1,71)	0,04 (0,29)	0,04 (0,28)
Empleados	-0,33 (2,64)	0,36 (2,64)	0,09 (0,58)	0,11 (0,61)

(\*) Las ecuaciones de empleo en forma reducida han sido estimadas por el método de los mínimos cuadrados generalizados (utilizando los residuos obtenidos por MCO) con efectos específicos individuales (Comunidades Autónomas) y temporales. La muestra cubre a todas las CCAA durante los segundos trimestres del período 1990-1998. Las variables dependientes son las tasas de empleo del grupo de 16 a 17 años, de 18 a 20 años, respectivamente. Los salarios mínimos se han introducido en forma de índice de Kaitz (utilizando las ganancias/hora trabajada, en pagos ordinarios) para obreros y/o empleados. Las variables de control utilizadas han sido la tasa de paro de los individuos de 25 a 54 años (varones y/o mujeres) y el ratio de población 16-17/18-20 años. Las elasticidades se han calculado a partir de las medias muestrales de los índices de Kaitz. Los valores entre paréntesis corresponden a los estadísticos «t» de los coeficientes estimados para los índices de Kaitz.

Fuentes: EPA y Encuesta de Salarios.

el SMI parece tener una especial efectividad para cada uno de los dos grupos considerados, por lo que podría dar lugar a posibles efectos sustitución<sup>10</sup>.

<sup>10</sup> La hipótesis de un efecto sustitución entre grupos de trabajadores jóvenes ya ha sido contemplada en Dolado y Felgueroso (1997), constituyendo una posible explicación para la ausencia de un efecto negativo sobre el empleo del grupo de 20 a 24 años.

En el Cuadro n.º 5, se presentan las elasticidades del salario mínimo sobre el empleo juvenil y su significatividad. En concreto, se han estimado la ecuaciones de empleo en forma reducida por el método de Mínimos Cuadrados Generalizados con las variables de control que se especifican en la nota del cuadro. Las elasticidades han sido calculadas multiplicando el coeficiente estimado para el índice de Kaitz en

la ecuación de empleo por el cambio que produce en la media muestral de este índice cuando se aumenta el SMI en 1%.

Como se puede observar en dicho cuadro, la elasticidad del empleo del grupo de trabajadores de 16 a 17 años es negativa con una significatividad de más del 99% para las mujeres y cerca del 95% para el caso de los varones (cuando se utiliza el índice de Kaitz para obreros). Por el contrario las elasticidades para el grupo de 18-20 no resultan significativas. El hecho de que las elasticidades del grupo de 16-17 sean tan elevadas —un incremento del SMI en un 10% disminuiría la tasa de empleo de las mujeres en más de un 3% y la de los varones en cerca de un 2,5%— comparando con los trabajos previos que utilizaron el grupo de 16 a 19 años, parece confirmar la hipótesis de que los efectos mixtos (para menores y para mayores de 18 años) que se pudieron producir en este grupo no permitían captar los efectos del SMI en su totalidad.

Por otra parte, también se observa que las elasticidades del grupo de 16-17 respecto del SMI de adultos, son positivas y significativas. Así, un incremento porcentual similar del SMI de adolescentes y de adultos, podría tener efectos compensatorios. Sin embargo, téngase en cuenta que ello se produce en un contexto en el que existe una diferenciación del SMI por edades, esto es, con anterioridad al año 1998.

### **3. TARIFAS PACTADAS EN CONVENIOS COLECTIVOS Y FORMACIÓN**

El hecho de que los índices de Kaitz sean especialmente bajos y que no se observen efectos significativos sobre el

empleo de los jóvenes adultos levanta la sospecha de que, en realidad, el suelo salarial relevante no sea el SMI, sino las tarifas pactadas en las negociaciones colectivas de sector. Este tipo de convenio cubre a más de un 80% de los asalariados en España, fijando salarios mínimos por categorías que han de ser superiores o al menos iguales al SMI.

La ausencia de fuentes de datos en las que se registren las tarifas en niveles hace especialmente difícil realizar ejercicios tales como los que se han presentado en la sección anterior. La única fuente de información disponible en la actualidad es la procedente de una submuestra de individuos de la ECBC-1990 para los que se pudo calcular la remuneración garantizada en el convenio de sector correspondiente y, por lo tanto, estimar la denominada «deriva salarial» —esto es, la diferencia entre la remuneración declarada y la remuneración declarada en la Encuesta—

Fruto de este ejercicio se puede obtener una primera aproximación de la incidencia de los salarios mínimos de convenio entre los más jóvenes. En el Cuadro n.º 6, se presenta la proporción de individuos de edad comprendida entre los 18 y los 29 años, para los cuales la estimación de la deriva salarial ha resultado positiva. Los resultados se ofrecen por sexo, edad, nivel educativo y ocupación, y, para cada uno de estos criterios, según la antigüedad en la empresa. Como se puede observar, las tarifas tienen una incidencia muy elevada entre los jóvenes adultos: cerca de un 70% de los trabajadores perciben un salario inferior o igual al fijado en convenio. Esta incidencia es aún más

**Cuadro n.º 6. Incidencia de las derivas salariales positivas entre los asalariados de 18 a 29 años (ECBC-90)**

	Muestra	Antigüedad en la empresa		
		1 año o menos	2 años	3 años o más
Toda la muestra	32,7	16,3	34,7	46,2
Por sexo:				
Varones	26,8	15,9	32,8	50,7
Mujeres	34,8	17,4	42,7	32,9
Por edad:				
18-20 años	23,0			
21-24 años	25,0	14,3	31,1	35,6
25-29 años	42,2	15,9	43,1	55,4
Por nivel educativo:				
Secundaria obligatoria o	26,6	20,0	28,6	32,0
Secundaria post-obligatoria	35,8	17,8	30,4	58,5
Universitarios	43,8	27,3	50,0	54,6
Por ocupación				
Técnicos y profesional	54,6	20,0	42,9	80,0
Administrativos	25,4	17,2	33,3	33,3
Operarios cualificados	41,0	28,6	36,8	52,2
No cualificados	20,3	12,5	22,2	28,6

(a) Proporción de individuos que perciben una remuneración mayor que la pactada en convenio de sector. La muestra abarca cinco sectores (Ind. manufactureras, construcción, hostelería, transporte and sector financiero).

(b) Incluyendo FP. La muestra recoge 251 asalariados de 18 a 29 años de edad.

Fuente: elaboración a partir de la ECBC y convenios colectivos de sector.

relevante en el primer año de permanencia en la empresa (84%) y está relacionada positivamente con la edad y el nivel educativo. Además, en ocupaciones de administrativo y otras no cualificadas, el salario de convenio sectorial sigue siendo especialmente relevante, incluso desde dos años de permanencia en la empresa: un 67 y un 71% respectivamente.

### 3.1. Tarifas, estructura de la negociación colectiva y formación

Dada la disponibilidad de datos, no ha sido aún posible realizar estimaciones directas de los efectos de las tarifas sobre el empleo o la formación de los jóvenes en España. Sin embargo, es posible establecer una relación indirecta entre

estructura de la negociación colectiva, compresión salarial y formación, teniendo en cuenta las siguientes observaciones:

i) La estructura de la negociación colectiva en España se basa principalmente en tres tipos de convenios: de ámbito sector provincial, de ámbito sectorial interprovincial (esencialmente nacional) y de empresa, que cubren en última instancia a cerca de un 60, 25 y 10% de los asalariados respectivamente. ii) En materia salarial, no existe una superposición significativa de convenios. Esto es, el hecho de estar cubierto por uno u otro tipo de convenio se puede considerar como sucesos mutuamente excluyentes (véase Abellán *et al.* y Felgueroso, 1999). iii) Al centrar la negociación salarial sobre incrementos, los salarios mínimos relativos pactados en convenio colectivo de sector han

permanecido muy estables a lo largo las últimas décadas. Una muestra de tal estabilidad se puede observar en el Cuadro n.º 7 en el que se ofrecen las diferencias salariales pactadas en los convenios colectivos del sector del Metal, en los años 1982,1990 y 1997. iv) Las remuneraciones de entrada pactadas en los convenios colectivos de sector para las ocupaciones menos cualificadas son relativamente mayores que las pactadas en los convenios colectivos de sector interprovincial (véase Abellán *et al.*, 1997 y Felgueroso, 1999). v) La compresión salarial no es efectiva y se sospecha de la presencia de efectos *deslizamiento*, esto es que tanto las tarifas pactadas para trabajadores de escasa cualificación como para los alta cualificación, tengan efectos salariales sobre los salarios percibidos por los más cualificados (véase Dolado, Felgueroso y Jimeno, 1997).

**Cuadro n.º 7. Diferencias salariales pactadas en los convenios de sector. Industrias Siderometalúrgicas (1982,1990 y 1997)**

Categoría profesional	1982	1990	1997
Peón especialista	2,0	2,0	1,9
Oficial 3. <sup>a</sup> oficio/Ayudante	3,5	3,5	3,5
Oficial 2. <sup>a</sup> oficio	6,5	6,4	6,3
Oficial 1. <sup>a</sup> oficio	9,5	9,4	9,3
Auxiliar administrativo	2,3	2,2	2,1
Oficial administrativo 2. <sup>a</sup>	9,4	9,1	8,8
Oficial administrativo 1. <sup>a</sup>	15,5	15,1	14,8
Jefe administrativo 2. <sup>a</sup>	23,3	22,9	22,5
Jefe administrativo 1. <sup>a</sup>	29,8	29,4	28,8
Titulado medio, perito	45,3	44,9	44,2
Titulado superior, ingeniero	57,8	57,2	56,3

(\*) Diferencia porcentual en tarifas de convenio sector provincial respecto de la categoría de peón ordinario (medias no ponderadas). Elaboración directa a partir de los convenios colectivos.

Partiendo de estas observaciones se puede realizar un ejercicio empírico que aporte evidencia acerca de los efectos de los salarios mínimos negociados en los convenios colectivos sobre la formación<sup>11</sup>. En concreto, para una muestra de 1029 individuos de la ECBC-1990 y 1853 del Phogue-1994, se ha podido identificar el tipo de convenio de ámbito superior que cubre a la empresa en la que estaban trabajando. Además, en ambas encuestas existe información acerca de la formación, aunque las preguntas realizadas son muy distintas. Así, en la ECBC se pregunta si el individuo está «adquiriendo formación» en el momento de realizar la encuesta, mientras que en el Phogue se pregunta si «la empresa u organismo en el que trabaja le proporciona de forma gratuita o le subvenciona en parte la educación y la formación». Esto es, a priori, el planteamiento realizado en el Phogue puede resultar más útil para contrastar las predicciones de la teoría del capital humano sobre los efectos de los salarios mínimos sobre la formación.

En los Cuadros n.ºs 8 y 9 se ofrecen los resultados derivados de las estimaciones por el método probit de las probabilidades de adquirir formación, con el tipo de convenio como variable independiente, para los trabajadores de 16 a 64 y de 16 a 29 años, respectivamente. En concreto, se han creado dos variables dicotómicas, INTERPRO, en el que el valor 1 representa el hecho de estar cubierto por un convenio de ámbito interprovincial y NOSUP, cuyo valor 1 representa el de estar no estar

<sup>11</sup>Véase Abellán *et al* (1997) para un primer trabajo de este tipo.

cubierto por un convenio sectorial, por lo que la categoría de referencia es la de estar cubierto por un convenio provincial. Los resultados principales de este ejercicio son que, tanto utilizando una u otra encuesta, ambas variables, INTEPRO y NOSUP, son significativamente positivas, esto es, estar cubierto por un convenio colectivo provincial supondría estar adquiriendo una formación menor que en los demás ámbitos. Además cuando se repite el ejercicio para la muestra de individuos menores de 30 años, se observa cómo el coeficiente de INTERPRO es significativamente menor que el de NOSUP. Este último resultado parece indicar que existe una relación en forma de «U invertida» entre el ámbito del convenio y la probabilidad de recibir formación. Esto es, dicha probabilidad sería menor en los convenios de ámbito provincial, a continuación vendrían los convenios interprovinciales y, por último, los trabajadores no cubiertos de sector serían los que tienen mayor probabilidad de recibir formación.

Estos resultados se pueden interpretar como sigue. En primer lugar, además de no someterse a salarios mínimos sectoriales, existen otras dos razones para explicar por qué la probabilidad de recibir formación en ausencia de convenio sectorial puede ser mayor que en los demás casos. Por una parte, las empresas con convenio colectivo propio son, en general, las de mayor tamaño y pueden asumir con más facilidad los costes fijos de la formación. Por otra parte, la presencia sindical en la empresa también se asocia con una mayor formación según las teorías de la «voz colectiva». Esto es, los representantes sindicales pueden actuar

Cuadro n.º 8. Estructura de la negociación colectiva y formación.  
Resultados de las estimaciones de los probit de formación, 16-64 años

	ECBC-90		PHOGUE-94	
	Coef.	dP/dX x 100	Coef.	dP/dX x 100
INTERPRO	0,27 (2,48)	7,28	0,66 (7,44)	15,30
NOSUP	0,33 (2,16)	8,80	0,61 (4,95)	14,01
SERVICIOS	-0,25 (2,05)	-6,65	0,28 (3,20)	6,40
MUJER	-0,30 (2,6)	-8,19	0,00 (0,03)	0,00
EDUCA2	0,54 (4,94)	14,59	0,46 (4,83)	10,56
EDUCA3	0,70 (1,28)	18,98	0,95 (8,23)	21,98
EDUCA4	0,62 (3,63)	16,83	1,04 (6,53)	24,09
EDUCA5	0,75 (4,17)	20,25	1,03 (6,71)	23,94
EXPEMP3	-0,03 (0,23)	-0,01	0,20 (1,36)	4,59
EXPEMP5	-0,48 (3,00)	-12,96	0,26 (2,05)	6,10
EXPEMP10	-0,46 (4,12)	-12,35	0,80 (8,66)	18,48
CBLANCO	0,13 (1,14)	3,65	-0,09 (0,96)	-2,13
CSTE	-0,96 (9,31)	-26,05	-1,89 (20,98)	-43,76
log-verosimil.	-196,20		-767,88	
N	1029		1853	

Notas: INTERPRO = 1, si el convenio es interprovincial; NOSUP = 1, si el trabajador no está cubierto por un convenio de ámbito superior; SERVICIO = 1, si la actividad de la empresa pertenece al sector de servicios; MUJER = 1, si el individuo es mujer; EDUCA2 = si el individuo ha completado la enseñanza secundaria post-obligatoria; EDUCA3 = FP medio o superior; EDUCA4 = Diplomado o titulado medio; EDUCA5 = universitario; EXPEMP3, EXPEMP5, EXPEMP10 = si la antigüedad en la empresa es de 3 a 5 años, si es de 5 a 9 y si es superior a 9, respectivamente; CBLANCO = 1, si el trabajador es empleado (0 en el caso en que ocupe un empleo de operario). Los valores entre paréntesis corresponden a los valores del estadístico «t».

Fuentes: Encuesta de Conciencia, Biografía y Estructura de Clase (1990) y Panel de Hogares Europeo (1994).

Cuadro n.º 9. Estructura de la negociación colectiva y formación.  
Resultados de las estimaciones de los probit de formación para  
los trabajadores de 16-29 años

	ECBC-90		PHOGUE-94	
	Coef.	dP/dX x 100	Coef.	dP/dX x 100
INTERPRO	0,37 (2,29)	11,81	0,65 (3,21)	11,38
NOSUP	0,61 (2,20)	19,49	0,96 (3,15)	16,71
SERVICIOS	-0,22 (1,16)	-7,14	0,60 (3,04)	10,37
MUJER	-0,12 (0,70)	-3,79	-0,15 (0,70)	-2,65
EDUCA2	0,58 (3,53)	18,55	0,23 (1,04)	3,95
EDUCA3	0,91 (1,38)	28,93	1,13 (5,50)	1,97
EDUCA4	0,49 (1,75)	15,63	1,38 (3,50)	2,40
EDUCA5	0,60 (1,94)	19,11	1,35 (3,52)	2,36
EXPEMP3	-0,13 (0,71)	-4,11	0,23 (1,10)	3,94
EXPEMP5	-0,61 (2,47)	-19,28	0,35 (1,64)	6,18
EXPEMP10	-0,34 (1,02)	-10,89	0,01 (0,02)	0,22
CBLANCO	0,24 (1,23)	7,55	-0,55 (2,52)	-9,54
CSTE	-0,96 (6,33)	-30,38	-1,85 (12,07)	-32,31
log-verosimil.	-215,33		-155,62	
N	384		494	

Nota: INTERPRO = 1, si el convenio es interprovincial; NOSUP = 1, si el trabajador no está cubierto por un convenio de ámbito superior; SERVICIO = 1, si la actividad de la empresa pertenece al sector de servicios; MUJER = 1, si el individuo es mujer; EDUCA2 = si el individuo ha completado la enseñanza secundaria post-obligatoria; EDUCA3 = FP medio o superior; EDUCA4 = Diplomado o titulado medio; EDUCA5 = universitario; EXPEMP3, EXPEMP5, EXPEMP10 = si la antigüedad en la empresa es de 3 a 5 años, si es de 5 a 9 y si es superior a 9, respectivamente; CBLANCO = 1, si el trabajador es empleado (0 en el caso en que ocupe un empleo de operario). Los valores entre paréntesis corresponden a los valores del estadístico «t».

Fuentes: Encuesta de Conciencia, Biografía y Estructura de Clase (1990) y Panel de Hogares Europeo (1994).

como intermediarios, facilitando el flujo de información sobre necesidades de formación entre la empresa y los trabajadores. Por otro lado, el que se encuentre una mayor probabilidad de obtener formación al estar cubierto por un convenio interprovincial en lugar de uno provincial se ajusta las observaciones realizadas al principio de esta sección. En efecto, esto es lo que cabría esperar según la teoría del capital humano, teniendo en cuenta las evidencias de que los salarios de entrada son más elevados en los convenios provinciales y que no se produce una compresión salarial que amortigüe los efectos negativos sobre la formación.

Por último, resulta interesante recordar que las conclusiones de este trabajo se pueden asociar con una de las hipótesis que mayor repercusión ha tenido en el estudio de los efectos de la negociación colectiva sobre el mercado de trabajo. Se trata de la hipótesis de Calmfors-Driffill, según la cual una negociación colectiva con niveles de centralización intermedia arrojaría los peores resultados macroeconómicos (por comparación con una negociación colectiva totalmente centralizada o totalmente descentralizada). Si identificamos el nivel intermedio de centralización con el ámbito provincial, obtenemos un resultado similar, pero esta vez aplicado al estudio (microeconómico) de la formación.

#### 4. CONCLUSIONES

La evidencia empírica aportada y discutida en este trabajo parece apoyar la visión tradicional en relación con los efectos de los salarios mínimos y el

funcionamiento del mercado de trabajo, afectando directamente al empleo y a la formación de los trabajadores más jóvenes. En este sentido, se puede afirmar que dos reformas recientes llevadas a cabo en nuestro país no parecen haber sido las más adecuadas.

Por una parte, el proceso de equiparación de los salarios mínimos por edades que se inició en 1990 y que culminó en 1998, ha convertido a España en el único país Europa en el que no se fijan menores salarios mínimos para los más trabajadores jóvenes. En este trabajo se ha sintetizado y complementado la evidencia disponible acerca de los efectos del SMI sobre el empleo de los adolescentes en España. En concreto, a lo largo de los años 90, los salarios mínimos estatutarios han tenido un efecto significativamente negativo sobre el empleo de los jóvenes adolescentes (de 16 a 17 años) y especialmente entre las mujeres. Por otra parte, también se ha observado que las variaciones del SMI de los adultos tenía efecto positivo sobre el empleo de este grupo, por lo que la igualación de los salarios mínimos impedirá que se produzca este tipo de efecto compensatorio.

Por otra parte, la reforma de la estructura de la negociación colectiva pactada en 1997 por los agentes sociales más representativos, impulsó la centralización de la negociación de gran parte de las condiciones de trabajo, manteniendo la estructura en cuanto a determinación de los salarios mínimos de sector o tarifas. La evidencia aportada en este trabajo confirma la de otros estudios anteriores en el sentido de que la estructura de la negociación colectiva española, basada esencialmente en convenios de sector provincial,

puede perjudicar al funcionamiento del mercado juvenil. Así, se ha mostrado que las empresas cubiertas por este tipo de convenio ofrecen menor formación a sus trabajadores en comparación con las que se han de someter a convenios de otro tipo (de empresa o nacionales). Los resultados obtenidos también indican que este fenómeno es aún más significativo para los trabajadores jóvenes. Por ello, se podría afirmar que la reforma iniciada en 1997 no ha sido completa, permitiendo que permanezca inalterado el sistema actual de determinación de los salarios de

los jóvenes entrantes en el mercado de trabajo. Existe además una implicación adicional de la reforma que, aunque no haya sido tratada en este artículo deberá ser objeto de investigación en el futuro. En concreto, al transferir la negociación de condiciones tales como la jornada u otras condiciones de trabajo a convenios nacionales, cabe esperar que en una parte importante de las mesas de negociación provincial se produzca una mayor presión para que se aumenten las tarifas, agravando los problemas actuales del mercado de trabajo juvenil.

### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ABELLÁN, C, FELGUEROSO, F. y LORENCES, J. (1997): «La negociación colectiva en España: una reforma pendiente», *Papeles de Economía Española*, 72, 250-260.
- ACEMOGLU, D. y PISCHKE J.S. (1999): «Beyond Becker: training in imperfect labour markets», *The Economic Journal*, 109, F112-F142.
- CARD, D. y KRUEGER, A.B. (1995): *Myth and measurement: the new Economics of the Minimum Wage*, Princeton, N.J.
- DOLADO, J. y FELGUEROSO, F. (1997): «Los efectos del salario mínimo. Evidencia empírica para el caso español», *Moneda y Crédito*, 204, 213-262.
- DOLADO, J., FELGUEROSO, F. y JIMENO, J.F. (1997): «The effects of minimum bargained wages on earnings: Evidence from Spain», *European Economic Review*, 1997, 41 (3/5), 713-721.
- (2000): *Sistema educativo e inserción laboral en España: Asignaturas pendientes*, mimeo.
- DOLADO, J., KRAMARZ, F., MACHÍN, S., MANNING, A., MARGOLIS, D. y TEULINGS, C. (1996): «The economic impact of minimum wages in Europe», *Economic Policy*, 23, 317-372.
- FELGUEROSO, F. (1999): «Evolución y efectividad de los salarios mínimos fijados en convenio en España», mimeo.
- GONZÁLEZ GÜESMES, I. (1997): «Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español», *Moneda y Crédito*, 204, 213-263.
- METCALF, D. (1999): «The Low Pay Commission and the National Minimum Wage», *The Economic Journal*, 109, F46-F66.
- LOW PAY COMMISSION (1998.): *The National Minimum Wage. First Report of the Low Pay Commission*.
- PÉREZ DOMÍNGUEZ, C. (1995): «Los efectos del salario mínimo sobre el empleo y el desempleo: evidencia empírica para España», Universidad de Valladolid, mimeo.
- PÉREZ DOMÍNGUEZ, C, GONZÁLEZ GÜESMES, I. y PRADA MORAGA, M. (1999): «Los efectos simultáneos del Salario Mínimo sobre el empleo, la actividad y la tasa de paro de los adolescentes españoles», Universidad de Valladolid, mimeo.
- OECD (1998): «Making the most of the minimum: statutory minimum wages, employment and poverty», *The OECD Employment Outlook*, París.