

# **Los efectos simultáneos del salario mínimo sobre el empleo, la participación y la tasa de paro de los adolescentes españoles**

**CARLOS PÉREZ DOMÍNGUEZ**

**Dpto. de Fundamentos del Análisis Económico  
Universidad de Valladolid**

**INMACULADA GONZÁLEZ GÜEMES**

**Dpto. de Fundamentos del Análisis Económico  
Universidad de Valladolid**

**M.<sup>a</sup> DOLORES DE PRADA MORAGA**

**Dpto. de Economía Aplicada (Estadística y Econometría)  
Universidad de Valladolid**

## **1. INTRODUCCIÓN**

Desde el año 1963 el Salario Mínimo Interprofesional (SMI) es la remuneración mínima que afecta en España a prácticamente todos los trabajadores, independientemente del sector al que pertenezcan y de su categoría profesional. En 1980 el Estatuto de los Trabajadores ratificó la existencia de un SMI con carácter general. A pesar de su vocación de cobertura universal, el SMI ha sido distinto, tradicionalmente, según el estrato de edad en el que se encontrara el ocupado. Entre los años 1980 y 1989 inclusive existieron en España tres mínimos salariales: el de los individuos de 16 años, el de los de 17 y el de los de 18 y más años. No obstante, desde 1990 y hasta 1998 hemos asistido, en dos fases distintas, a un proceso de equiparación de los tres salarios mínimos referidos. La primera fase tuvo lugar en el año 1990. En dicho año se fijaron sólo dos salarios mínimos: uno para los menores

de 18 años y otro para los de 18 y más años. Este fenómeno supuso que el SMI de aplicación a los trabajadores de 16 años se incrementara, tan solo en ese año, un 83%. La segunda fase se inició en 1996, año a partir del cual comenzó un proceso paulatino de equiparación del SMI de los menores de edad al de los mayores y que concluyó en 1998. En este último año el gobierno fijó, por primera vez en nuestro país, un único salario mínimo, independientemente de la edad del trabajador. Este hecho supuso que, en los tres años de equiparación, el salario mínimo de los menores de 18 años creciera a un ritmo interanual medio del 21,4%. Como resultado de ambos procesos, la remuneración mínima correspondiente a los trabajadores menores de edad ha aumentado de forma espectacular durante la última década, configurando un marco idóneo para analizar los efectos que los incrementos en el salario mínimo tienen sobre las magnitudes básicas del mercado de trabajo adolescente en España.

Los trabajos elaborados al respecto en nuestro país son relativamente recientes. Además, prácticamente todos estos trabajos se han centrado en analizar el impacto del salario mínimo sobre el empleo global de los adolescentes, olvidando las posibles repercusiones sobre otras magnitudes relevantes del mercado de trabajo de dicho colectivo. En esta línea, se pueden encuadrar los trabajos de Pérez Domínguez (1995), Dolado et al. (1996), Dolado y Felgueroso (1997), González Güemes (1997) y Dolado et al. (1999). Todos ellos comparten una metodología bastante similar, consistente en estimar una ecuación de empleo en forma reducida, que relaciona la tasa de empleo adolescente con una variable que mide la influencia relativa del salario mínimo y que es el índice de Kaitz (1970), esto es, el porcentaje que el SMI supone con respecto de una media salarial de la economía. El principal resultado obtenido en todos ellos es que existe una relación negativa entre el SMI y el empleo adolescente global; más en concreto, todas las elasticidades estimadas adoptan valores absolutos menores que la unidad.

La principal novedad del presente trabajo consiste en considerar la posibilidad explícita de que los cambios acaecidos en los salarios mínimos afecten de manera simultánea a las tres magnitudes básicas del mercado de trabajo adolescente: el empleo, la actividad y la tasa de paro. A tal fin, ha sido preciso elaborar, en primer lugar, un esquema que permita racionalizar las posibles interrelaciones que ligan a dichas variables desde un punto de vista teórico; y, en

segundo lugar, se ha procedido a efectuar las pertinentes estimaciones empíricas mediante el uso de modelos econométricos de ecuaciones simultáneas que permiten tener en cuenta dichas interrelaciones.

El resto del trabajo se estructura de la forma siguiente. En el apartado 2 se propone un marco de referencia teórica; en el apartado 3 se plantean, especifican y estiman los diferentes modelos sugeridos en el apartado previo; y en el cuarto y último apartado se sintetizan las principales conclusiones del artículo.

## **2. EL EFECTO DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE LAS MAGNITUDES BÁSICAS DEL MERCADO DE TRABAJO ADOLESCENTE: UN MARCO DE REFERENCIA**

El establecimiento o revisión al alza de un salario mínimo genera un conjunto de efectos *simultáneos* sobre las magnitudes básicas del mercado de trabajo de los adolescentes. En primer lugar, afecta a su tasa de empleo, de una manera negativa en el caso de que el mercado de trabajo sea perfectamente competitivo, y de forma ambigua si se tratara de una estructura de corte monopsonista. En segundo lugar, afectaría a la decisión de un adolescente en cuanto a participar o no en el mercado de trabajo, esperándose, independientemente del modelo teórico de referencia, un aumento de su tasa de actividad, siempre que el perfil de la oferta de trabajo sea creciente. En tercer lugar, y en la medida en que el cambio en el salario mínimo haya afectado a las dos tasas anteriores, la tasa de desempleo del colectivo adolescente también se podría ver afectada. En este caso, resulta sencillo demostrar que, bajo ningún esquema teórico, un aumento del mínimo salarial reduciría la tasa de paro. Por último, haremos referencia a lo que hemos denominado “efecto desánimo”. Se trata de incorporar explícitamente la posibilidad teórica de que la decisión adolescente de participar se vea afectada sensiblemente por la probabilidad vigente de encontrar empleo, o en otras palabras, que la tasa de actividad del colectivo se asocie inversamente con su tasa de desempleo. Es preciso señalar que, a nuestro entender, el estudio de este efecto no ha sido tratado suficientemente ni desde el punto de vista teórico, ni desde el empírico. A continuación se detalla la forma en que pretendemos captar los anteriores efectos en el presente artículo.

## 2.1. Los efectos del salario mínimo sobre el empleo

El efecto del salario mínimo sobre la tasa de empleo adolescente se aproxima mediante la siguiente ecuación:

$$tea = \phi_1 (IK; X_1; taa) \quad (1)$$

Dicha ecuación establece una relación funcional entre la tasa de empleo de los adolescentes (*tea*) y una variable dependiente fundamental que es el índice de Kaitz (*IK*) y que sirve para aproximar el efecto *coste relativo* que supone un incremento del salario mínimo sobre una media salarial de referencia. El vector de variables explicativas  $X_1$  recoge los factores exógenos que afectan a la ecuación de empleo, en concreto, los controles de los movimientos cíclicos que afectan a la demanda de trabajo adolescente. Por último se incorpora la tasa de actividad adolescente (*taa*) como control de los desplazamientos de la oferta de trabajo del colectivo.

Una posibilidad interesante –sugerida por Dolado et al. (1999)– consiste en tratar de forma separada a los adolescentes más jóvenes (16 y 17 años), cuyo salario mínimo es el que ha experimentado los mayores incrementos relativos, de los adolescentes de más edad (mayores de 18 años). En este caso, las ecuaciones de empleo a estimar tendrían la siguiente estructura:

$$tea_i = \phi_{1i} (IK_i, IK_j; X_{1i}; taa_i; taa_j) \quad (2)$$

Donde los subíndices  $i, j$  ( $i \neq j$ ) hacen referencia a los dos colectivos adolescentes señalados.

## 2.2. Los efectos del salario mínimo sobre la participación

Los trabajos que han intentado captar los efectos del salario mínimo sobre la tasa de actividad adolescente se han limitado a utilizar una ecuación similar a (1) sustituyendo la variable dependiente por la tasa de actividad del colectivo<sup>1</sup>. No obstante, los efectos que el

---

<sup>1</sup> Puede consultarse, a modo de ejemplo, los trabajos de Brown et al. (1982, 1983) y Wellington (1991) para la economía americana y Pérez Domínguez (1995) para la española.

mínimo salarial tiene sobre la participación de los más jóvenes podrían ajustarse, más bien, a un conjunto de reglas específicas que describiremos a continuación.

En la adolescencia, más que en ninguna otra edad, los individuos suelen adoptar sus decisiones de formación académica de cierta envergadura, tales como la especialización profesional o la asistencia a la universidad. De hecho, no resulta descabellado suponer que, para estos individuos, la decisión de participación laboral se rija por normas inversas a las que gobiernan las inversiones en educación formal, dado que la alternativa más plausible a no formarse es convertirse en buscador de empleo. Vamos a suponer, por tanto, que la decisión de un adolescente de incorporarse al mercado de trabajo (abandonando el sistema educativo formal) o de no incorporarse (y continuar su formación) surge como resultado de comparar las cadenas de rentas esperadas que ambas opciones suponen. Para ello, formularemos dos hipótesis o versiones de trabajo. La primera de ellas es más básica, mientras que la segunda incorpora nuevos elementos de valoración.

La *primera versión* tendría las siguientes líneas. Si el adolescente (sin formación, ni experiencia) decide no formarse y buscar empleo hoy, la ganancia potencial será el salario de los menos cualificados (que vamos a aproximar mediante el salario mínimo,  $w_{\min}$ ), en el caso de que efectivamente encuentre trabajo, lo que acontecerá con una probabilidad  $(1-tua)$ , donde  $tua$  es la tasa de paro propia del colectivo adolescente. Si, por el contrario, decide no participar y educarse, la remuneración esperada será el salario de los individuos más cualificados (que mediremos mediante el salario medio  $w$ ) siempre que encuentre empleo en este nuevo colectivo, hecho al que asignaremos una probabilidad  $(1-tu)$ , donde  $tu$  es la tasa de paro media de la economía. De acuerdo con lo anterior, un adolescente tendrá tanto más incentivo a no formarse y, en consonancia, a participar en el mercado laboral cuanto mayor sea el siguiente vector de variables:

$$\left[ \frac{w_{\min}}{w}, \frac{(1-tua)}{(1-tu)} \right] \equiv [IK, EOR] \quad (3)$$

Estas variables recogen los dos efectos básicos que determinan la decisión individual de participación de un adolescente: un *efecto*

*ganancia relativa* (medido por el índice de Kaitz) y, por consiguiente, tanto mayor cuanto más alto sea el salario mínimo sobre el medio; y un *efecto oportunidad relativa (EOR)* de tanta mayor magnitud cuanto más reducida sea la tasa de paro adolescente en relación con la media. Ante un cierto aumento relativo del salario mínimo, el primero de estos efectos induciría un movimiento ascendente a lo largo de la curva de oferta de trabajo adolescente, aumentando la participación del grupo. Por su parte, y en la medida en que el incremento del mínimo salarial aumente la tasa relativa de paro adolescente, también se registraría un *efecto desánimo* que desplazaría hacia la izquierda de la curva de oferta de trabajo, lo que se traduciría en una caída de la actividad. Este segundo fenómeno quedaría captado mediante la variable *EOR*.

De acuerdo con lo anterior, la decisión agregada de participación de un adolescente, según esta primera versión, se puede aproximar por la siguiente ecuación:

$$taa = \phi_2 (IK; EOR; X_2) \quad (4)$$

Donde  $X_2$  es un vector de controles que incorpora variables de composición familiar y alguna variable de la experiencia laboral previa de los individuos de este colectivo. Los efectos del ciclo sobre la actividad quedan recogidos en *EOR*.

Esta argumentación que acabamos de exponer nos permite racionalizar de manera sencilla y comprensible las dos fuerzas que actúan sobre la oferta de trabajo adolescente, constituyendo, de esta forma, un primer punto de referencia en las posteriores estimaciones. No obstante, adolece de una deficiencia lógica. Parece bastante lícito aproximar la ganancia esperada de un adolescente que decide incorporarse al mercado laboral (abandonando su formación) por el salario mínimo ponderado por la tasa de ocupación adolescente. No obstante, debe considerarse que el mero transcurrir de los años y la experiencia laboral acumulada durante ellos, convertirán a esa persona en un adulto descualificado, cuya ganancia esperada es diferente de la de un adolescente. Asimismo, el adolescente que decide formarse hoy esperará percibir como ganancia futura el salario de la población más cualificada y no el medio de la economía. De acuerdo con esto, formularemos una *segunda versión* ampliada que se sintetiza en las siguientes líneas.

En el caso en que el adolescente decida no formarse, su ganancia esperada intertemporal ( $W_{NE}^e$ ) se aproximará mediante la suma de dos componentes. En el presente, se sigue suponiendo que su ganancia esperada será el salario mínimo ( $w_{min}$ ) ponderado por la tasa de ocupación adolescente ( $1-tua$ ). No obstante, el paso de los años permitirá al adolescente sin cualificación acceder al mercado de trabajo de la población adulta no cualificada, cuya ganancia esperada se aproxima mediante el salario medio de los adultos no cualificados ( $w_{ANC}$ ), multiplicada por la tasa de ocupación de dicho colectivo ( $1-tu_{ANC}$ ), denotando por  $\rho$  a la tasa de descuento subjetiva del individuo, esto es:

$$W_{NE}^e \approx (1 - tua) w_{min} + \rho [(1 - tu_{ANC}) w_{ANC}] \quad (5)$$

Si, en cambio, el adolescente decide formarse y demorar su inclusión en el mercado laboral, su ganancia esperada total ( $W_E^e$ ) sería nula en el momento presente<sup>2</sup> pero en el futuro podría aproximarse por el salario esperado de los adultos cualificados, esto es:

$$W_E^e \approx \rho (1 - tu_{AC}) w_{AC} \quad (6)$$

Así pues, el incentivo de un adolescente a no cualificarse y participar hoy en el mercado laboral dependerá directamente del siguiente vector de variables:<sup>3</sup>

$$\left\{ \frac{w_{min}}{w_{AC}}, \frac{(1-tua)}{(1-tu_{AC})}, \frac{w_{ANC}}{w_{AC}}, \frac{(1-tu_{ANC})}{(1-tu_{AC})} \right\} \equiv [IK', EOR', EGR_{FUT}, EOR_{FUT}] \quad (7)$$

Las dos primeras variables del lado izquierdo aproximan unos efectos *ganancia relativa* ( $IK'$ ) y *oportunidad relativa* ( $EOR'$ ) de

<sup>2</sup> E incluso negativa si el adolescente tuviera que soportar los costes directos que supone dicha formación.

<sup>3</sup> Hemos supuesto una tasa de descuento subjetiva ( $\rho$ ) unitaria.

corte muy similar a los expuestos en la primera versión, pero utilizando como referencia, en este caso, el salario y la tasa de ocupación del colectivo de los adultos cualificados. Las dos últimas variables son dos nuevos efectos ganancia y oportunidad relativa (que hemos denominado *futuros*) que aparecen ahora como resultado del diferencial esperado de ganancias futuras que se produciría si el individuo, entonces ya adulto, se cualificó o no en su adolescencia. De esta forma, la decisión de participación se aproximaría, en esta segunda versión, mediante una ecuación de actividad como la siguiente:

$$taa = \phi'_2 (IK'; EOR'; X_2' ) \quad (8)$$

Donde  $X_2'$  es un vector de controles similar al vector  $X_2$  de la primera versión que, además, incorpora en el presente caso los efectos ganancia y oportunidad relativas futuros.

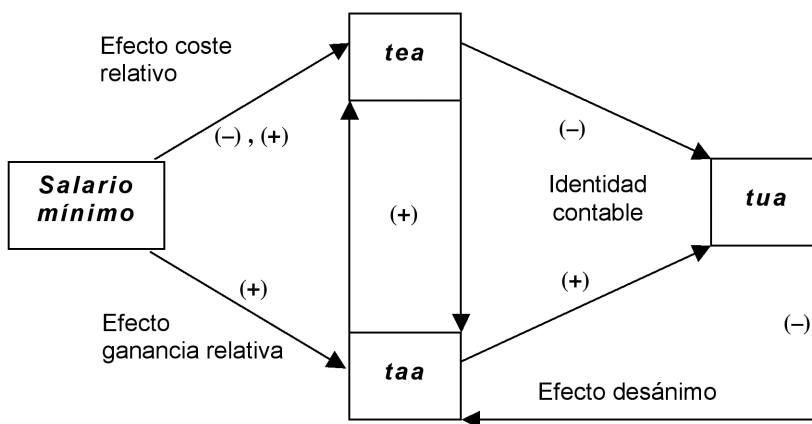
### 2.3. El efecto conjunto del salario mínimo sobre el mercado de trabajo adolescente

Independientemente tanto del modelo de mercado de trabajo (competencia o monopsonio) que esté operando para los adolescentes, como de la versión elegida para modelizar su decisión de participación, el impacto conjunto de un cambio en el salario mínimo sobre el mercado de trabajo de los más jóvenes puede sintetizarse en las pautas descritas en el gráfico 1. Un incremento del salario mínimo aumenta, *ceteris paribus*, el índice de Kaitz. Este hecho provoca, en primer lugar, un *efecto coste relativo* que reduce la tasa de empleo adolescente (*tea*) en el marco de un modelo competitivo, pero que podría aumentarla en ciertos tramos de un mercado monopsonístico. En segundo lugar, tendría lugar un *efecto ganancia relativa* que incentiva la tasa de actividad de los adolescentes (*taa*). A su vez, y considerando la posibilidad de que un segmento del mercado de trabajo adolescente se rija por salarios de mercado superiores al mínimo, las variables *tea* y *taa* podrían estar interactuando entre sí. En la medida en que las tasas de empleo y de actividad se vean afectadas por los cambios en el salario mínimo, automáticamente la tasa de paro adolescente se alteraría, de acuerdo con la siguiente identidad contable:

$$tua \equiv 1 - (tea / taa) \quad (9)$$

Por último, debe tenerse en cuenta que la tasa de ocupación adolescente determina la probabilidad presente de encontrar empleo que tiene un individuo de este colectivo poblacional. Así pues, y en la medida en que *tua* se haya visto afectada, los adolescentes podrían reconsiderar su decisión de participación laboral a través del denominado *efecto desánimo* (o *ánimo*, en su caso).

**GRAFICO 1**  
**EFFECTOS CONJUNTOS DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE LAS**  
**MAGNITUDES DEL MERCADO DE TRABAJO ADOLESCENTE**



### 3. ESTIMACIÓN DE LOS EFECTOS CONJUNTOS DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE EL MERCADO DE TRABAJO ADOLESCENTE ESPAÑOL

En este apartado se ofrecen los resultados de las estimaciones econométricas de los efectos conjuntos que el salario mínimo tiene sobre el mercado de trabajo adolescente en España. A tal fin, se establecerán dos especificaciones alternativas (condicionadas por las dos versiones teóricas que hemos supuesto para explicar la decisión de participación adolescente) y algunas extensiones adicionales. Todas las estimaciones se han efectuado por mínimos cuadrados en tres etapas iteradas, utilizando una muestra que abarca desde el primer trimestre de 1981 hasta el cuarto trimestre de 1999. Las variables de

ocupación, actividad y desempleo provienen de la Encuesta de Población Activa. Por su parte, la fuente de los datos salariales es la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios.

### 3.1. Versión básica

La primera versión del modelo que vamos a estimar incorpora una ecuación de empleo adolescente global de acuerdo con las líneas descritas en la expresión (1), una ecuación de actividad que se deriva de la primera de las versiones teóricas propuestas –expresión (4)– y una identidad contable que permite calcular la tasa de paro adolescente a partir de las tasas de empleo y actividad del colectivo –expresión (9)–.

En cuanto a las variables utilizadas cabe hacer los siguientes comentarios. El índice de Kaitz (que en esta primera versión del modelo es idéntico en ambas ecuaciones) se ha elaborado como el cociente entre el SMI horario ponderado<sup>4</sup> y el salario medio por hora trabajada del conjunto de los trabajadores. En la ecuación de empleo se han incorporado como controles del ciclo económico general la tasa de paro de los varones entre 25 y 54 años (*tupa*) y para captar las posibles peculiaridades del ciclo adolescente la tasa de empleo de los jóvenes (población de entre 20 y 24 años) (*tej*) y de las mujeres (*tef*)<sup>5</sup>. También se ha tenido en cuenta el carácter dinámico en el comportamiento de la variable dependiente (*tea*) y en el del regresor endógeno *taa*.<sup>6</sup>

En la ecuación de participación el “efecto oportunidad relativa” se ha incorporando mediante las tasas de ocupación adolescente

---

<sup>4</sup> Para elaborar las series de SMI por hora trabajada se ha dividido el SMI mensual del trabajador por el número medio de horas trabajadas al mes por cada trabajador. La media ponderada que hemos utilizado se ha calculado sumando el salario mínimo de los trabajadores mayores de edad (ponderado por el peso de los mismos en la ocupación adolescente total), al percibido por los adolescentes de 16 años (ponderado por el correspondiente peso). Por último, para controlar el periodo en los que los salarios mínimos de 16 y de 17 años fueron distintos (hasta 1990) se ha incorporado una variable ficticia.

<sup>5</sup> Se trata de dos grupos poblacionales que comparten algunas de las características del colectivo adolescente (baja cualificación y alta temporalidad) y que, a la vez, su empleo parece no responder a los cambios en el Índice de Kaitz como se pone de manifiesto en Dolado y Felgueroso (1997) y González Güemes (1997).

<sup>6</sup> El comportamiento dinámico del empleo, en respuesta a los cambios del salario mínimo, ha tomado recientemente un puesto central en la literatura. Al respecto puede consultarse Baker et al. (1999).

( $toa \equiv 1 - tua$ ) y total ( $to \equiv 1 - tu$ ). En concreto, este último efecto se ha considerado conveniente aproximarlos mediante la variable  $toj$ , esto es, la tasa de ocupación total de los jóvenes (20 a 24 años), en la medida en que este colectivo constituye la referencia más inmediata para el adolescente de la situación laboral que puede esperar al concluir su periodo de formación. Esta ecuación incorpora, además, dos regresores más que pretenden captar otros elementos que influyen en la decisión adolescente de participación aparte de los previamente reseñados. El primero de ellos es el porcentaje que supone la población adolescente sobre el total ( $ratpob$ ) y el segundo es el peso de los adolescentes buscadores de primer empleo sobre el total de parados de este colectivo ( $ratpe$ )<sup>7</sup>. Por último, se ha tenido en cuenta que dentro del colectivo adolescente analizado, al menos una parte de los individuos (posiblemente los de mayor edad) podrían estar determinando su participación por pautas más parecidas a las de la población joven (20-24 años) que a las que acabamos de describir para la población adolescente. Por ello, se ha incorporado también como regresor en la ecuación de participación la tasa de actividad de los jóvenes entre 20 y 24 años ( $taj$ ).

El cuadro 1 ofrece los resultados de la estimación de esta primera versión del modelo. El contraste de especificación de Sargan (1976) no permite rechazar la hipótesis de que el modelo esté bien especificado<sup>8</sup>.

Las dos primeras columnas –(A) y (B)– presentan los coeficientes obtenidos en la estimación simultánea de las ecuaciones de empleo y actividad. Estos coeficientes nos informan sobre el efecto que se registraría en la variable dependiente ante un cambio del regresor suponiendo todo lo demás constante, esto es, sin tener en cuenta las interrelaciones que ligan a las variables endógenas del modelo. En el caso de la ecuación de empleo –columna (A)– todas las variables incorporadas resultan ser estadísticamente significativas, aunque el IK lo es tan solo a un nivel del 10%. En todo caso, el signo asociado a

<sup>7</sup> La variable  $ratpob$  intenta captar el hecho de que a medida que el peso que los adolescentes tienen en las familias se reduce, sus posibilidades de cualificación (y por tanto, de no participación) aumentan, Becker (1993). Por su parte, la variable  $ratpe$  aproxima, en sentido inverso, la experiencia laboral previa del colectivo adolescente. Un adolescente con experiencia laboral y que, presumiblemente ha salido previamente del sistema educativo formal, experimenta una mayor reticencia a abandonar la fuerza de trabajo que otro que busca empleo por primera vez. Además, la experiencia laboral puede generar el derecho a alguna prestación por desempleo que induciría al perceptor a permanecer dentro de la población activa.

<sup>8</sup> El estadístico de Sargan toma un valor de 19,28 siendo 13 los grados de libertad.

**CUADRO 1**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA VERSIÓN BÁSICA DEL**  
**MODELO**

Variable	Coeficientes estimados		Efectos totales a corto plazo			Efectos totales a largo plazo		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
	<i>Ecuación Empleo (tea)</i>	<i>Ecuación Actividad (taa)</i>	<i>Ecuación Empleo (tea)</i>	<i>Ecuación Actividad (taa)</i>	<i>Identidad Contable (tua)</i>	<i>Ecuación Empleo (tea)</i>	<i>Ecuación Actividad (taa)</i>	<i>Identidad Contable (tua)</i>
IK	-0,084 (-1,70)	-0,181 (-2,81)	-0,264	-0,196	0,029	-0,268	-0,211	0,024
IK <sub>(-1)</sub>		0,189 (3,15)	0,170	0,185	0,006			
taa	0,918 (6,54)							
taa <sub>(-1)</sub>	-0,728 (-5,31)	0,917 (23,93)	-0,047	0,741	0,336			
tupa	-0,136 (-3,10)		-0,164	-0,030	0,057	-0,451	-0,381	0,029
tej	0,543 (5,64)		0,653	0,119	-0,227	1,793	1,514	-0,118
tef	-0,572 (-5,29)		-0,687	-0,125	0,239	-1,886	-1,593	0,124
tea <sub>(-1)</sub>	0,536 (11,31)		0,644	0,117	-0,225			
(1-tua)		0,223 (2,91)						
(1-tua) <sub>(-4)</sub>		0,224 (2,66)	0,202	0,221	0,008			
(1-tuj)		-0,383 (-3,63)	-0,345	-0,376	-0,013	-0,458	-1,105	-0,275
ratpe		0,263 (3,30)	0,237	0,258	0,009	0,311	0,759	0,190
ratpob		-0,145 (-1,68)	-0,131	-0,142	-0,005	-0,171	-0,419	-0,105
taj						-0,116	-0,283	-0,071
taj <sub>(-1)</sub>		-0,098 (-0,857)	-0,088	-0,096	-0,003			

**Notas:**

- Todas las variables en logaritmos. Tanto la ecuación de empleo como la de actividad incorporan controles de los procesos de homogeneización de los salarios mínimos por edades y de los cambios metodológicos en las encuestas utilizadas mediante variables ficticias.
- Las cifras entre paréntesis en las columnas (A) y (B) son t-estadísticos.
- En todas las columnas –salvo en la (E) y la (H)– las cifras de la celda representa la elasticidad de la variable de la columna ante cambios de la variable de la fila.
- En las columnas (E) y (H) las cifras de cada celda son cuasi-elasticidades de la tasa de paro adolescente, esto es, informan sobre la variación absoluta en la tasa de desempleo adolescente ante cambios porcentuales de la variable de la fila.

este coeficiente resulta negativo según cabía esperar a la luz de las investigaciones previas hechas para España. En cuanto a la ecuación de actividad –columna (B)– se ha puesto de manifiesto un comportamiento dinámico más rico que el registrado en la ecuación de empleo. En cuanto a la estimación del Efecto Oportunidad Relativa (*EOR*), representado por el cociente  $(1-tua)/(1-tu)$  de la expresión (3), se ha relajado la restricción que liga a dichas variables en forma de cociente, permitiendo un coeficiente diferente (en valor absoluto) para el numerador que para el denominador del mismo<sup>9</sup>. De acuerdo con el signo de estos coeficientes, la participación adolescente aumenta, *ceteris paribus*, al aumentar sus oportunidades presentes de empleo –esto es, al crecer  $(1-tua)$  y su desfase– y cae al crecer las oportunidades de empleo futuras –captadas mediante  $(1-tuj)$ –.

En las columnas (C) y (D) del cuadro 1 se ofrecen las elasticidades obtenidas cuando se tienen en cuenta todas las interacciones que ligan las ecuaciones del sistema a corto plazo, esto es, los multiplicadores de impacto. De acuerdo con ellos, la tasa de empleo adolescente –columna (C)– responde negativamente a los cambios presentes en el índice de Kaitz con una elasticidad de  $-0,264$ . Por su parte, la columna (D) ofrece la respuesta neta a corto plazo de la actividad adolescente ante cambios del índice de Kaitz, esto es, teniendo en cuenta tanto el efecto ganancia relativa como el efecto oportunidad relativa. Dicha elasticidad adopta un valor de  $-0,196$  ante los cambios corrientes del índice de Kaitz y de  $0,185$  ante el cambios de dicho índice desfasado. Por su parte, los valores de la columna (E) son cuasi-elasticidades de la tasa de paro adolescente a corto plazo, obtenidas a partir de los coeficientes de las dos columnas previas de acuerdo con la identidad contable de la expresión (9)<sup>10</sup>. Los valores nos informan sobre la variación absoluta de la tasa de paro del colectivo ante cambios porcentuales de los diferentes regresores. Así, por ejemplo, un aumento del 10% en el índice de Kaitz actual aumentaría la tasa de paro adolescente en 0,29 puntos porcentuales; por su parte, un aumento similar del desfase del índice de Kaitz aumentaría la tasa de paro corriente en 0,06 puntos porcentuales.

En las columnas (F) a (H) del cuadro 1 se ofrecen los coeficientes de mayor interés económico. Los valores de (F) y (G) son elasti-

<sup>9</sup> De hecho, eliminar esta restricción es equivalente a incorporar en la estimación el ratio entre ambas variables y, además, una de las dos en términos absolutos.

dades globales a largo plazo y, por tanto, reflejan la respuesta total a largo plazo de cambios en las variables exógenas sobre las variables endógenas del sistema. De acuerdo con ello, la elasticidad correspondiente a la tasa de empleo adolescente ante cambios del índice de Kaitz (columna F) es de  $-0,268$ . Por su parte, la respuesta global a largo plazo de la tasa de actividad a los cambios del índice de Kaitz también es negativa, adoptando una elasticidad de  $-0,221$ ; este hecho parece poner de manifiesto un importante *efecto desánimo* asociado a los cambios del mínimo salarial. Por último, de acuerdo con la columna (H), un aumento de un 10% en el índice de Kaitz generaría un aumento acumulado de la tasa de paro adolescente de 0,24 puntos porcentuales<sup>11</sup>.

### 3.2. Versión ampliada

La estimación que ofrecemos en el presente apartado se fundamenta en la segunda versión propuesta para justificar las pautas de participación adolescente. Incorpora una ecuación de empleo como la descrita en la expresión (1), una ecuación de actividad ampliada como la que se deriva de la expresión (7) y, por último, la identidad contable de la expresión (9).

El índice de Kaitz considerado en la ecuación de empleo se ha elaborado mediante el cociente entre el SMI horario ponderado y el salario medio por hora trabajada de los obreros, en cambio, el planteamiento teórico de esta versión sugiere que para la actividad se utilice un índice de Kaitz ( $IK^*$ ) ponderado por el salario medio de la población más cualificada, que hemos aproximado mediante el salario medio por hora trabajada de los empleados. El “efecto oportunidad relativa” ( $EOR^*$ ) que incorpora la ecuación de actividad se ha recogido –de acuerdo con la expresión (7)– mediante la tasa de ocupación adolescente ( $toa \equiv 1 - tua$ ) y la tasa de ocupación de los adultos cuali-

<sup>10</sup> Más en concreto, el valor se aproxima mediante la siguiente expresión:

$$\frac{dtua}{d \log(x)} = (1 - tua) \left( \frac{d \log(taa)}{d \log(x)} - \frac{d \log(tea)}{d \log(x)} \right)$$

Donde  $x_i$  representa al  $i$ -ésimo regresor y  $tua$  es el valor muestral medio de la tasa de paro adolescente.

<sup>11</sup> En Patridge y Patridge (1998) y González y Pérez (2001) se llevan a cabo estimaciones directas del efecto del salario mínimo sobre la tasa de paro adolescente.

ficados ( $1-tu_{AC}$ ), que se ha aproximado mediante la tasa de desempleo de los trabajadores entre 25 y 29 años que cuentan con educación superior. El vector de controles  $X'_2$  incorpora, además de las variables de la versión anterior, los efectos ganancia y oportunidad relativa futuros. El primero de ellos se ha aproximado mediante el cociente entre los salarios horarios medios de los obreros y de los empleados; el segundo mediante las tasas de ocupación de los trabajadores entre 25 y 29 años menos cualificados (analfabetos, sin estudios y con estudios primarios), representada por  $(1-tu_{ANC})$  y la correspondiente a los más cualificados (con educación superior)<sup>12</sup>.

El cuadro 2 ofrece los resultados de la estimación de esta versión del modelo. El contraste de especificación de Sargan (1976) no permite rechazar la hipótesis de que el modelo esté bien especificado<sup>13</sup>.

En las columnas (A) y (B) puede apreciarse cómo los signos y magnitudes de los coeficientes asociados a los índices de Kaitz de ambas ecuaciones se sitúan en línea con lo obtenido en la versión previa. En el caso concreto de la ecuación de actividad, el *efecto ganancia relativa* futuro no ha resultado ser en ningún caso significativo, por lo que se ha optado por eliminarlo de las estimaciones<sup>14</sup>. En cuanto a los componentes de los *efectos oportunidad relativa* (presente y futuro) los resultados indican que la participación adolescente no parece responder de manera significativa a sus posibilidades de empleo presentes ( $1-tua$ ) aunque lo hace de manera positiva y significativa a su desfase. Las posibilidades de empleo de los adultos cualificados –medidas a través de  $(1-tu_{AC})$ – no parecen tampoco actuar significativamente sobre la decisión de participación adolescente; sin embargo, unas mayores oportunidades de empleo de los adultos no cualificados ( $1-tu_{ANC}$ ) sí que animan la incorporación adolescente al mercado de trabajo.

<sup>12</sup> Ambas series de tasas de ocupación pretenden discriminar con claridad las posibilidades de empleo que tendrá el adolescente en su futuro inmediato si decide cualificarse o no hacerlo. De acuerdo con ello, se ha optado por seleccionar niveles de cualificación extremos. Asimismo, se ha tomado como referencia el colectivo de 25 a 29 años, y no el de 20 a 24 años como en la anterior versión, debido a que en esta última cohorte de edad la mayoría de los jóvenes que cursan estudios superiores aún no los han concluido.

<sup>13</sup> El estadístico de Sargan toma un valor de 15,08 siendo 16 los grados de libertad.

<sup>14</sup> La Encuesta de Salarios no ofrece para España series históricas de remuneraciones según el nivel de cualificación alcanzado por el trabajador. Es por ello que aproximamos este efecto mediante el cociente de los salarios medios de los obreros y de los empleados. No obstante, no parece que ésta sea una medida demasiado precisa de la diferencia de remuneración que aquí pretendemos medir. De hecho, ambas variables presentan un elevado grado de correlación.

**CUADRO 2**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LA VERSIÓN AMPLIADA**  
**DEL MODELO**

Variable	Coeficientes estimados		Efectos totales a corto plazo			Efectos totales a largo plazo		
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)	(H)
	<i>Ecuación Empleo (tea)</i>	<i>Ecuación Actividad (taa)</i>	<i>Ecuación Empleo (iea)</i>	<i>Ecuación Actividad (taa)</i>	<i>Identidad Contable (tua)</i>	<i>Ecuación Empleo (tea)</i>	<i>Ecuación Actividad (taa)</i>	<i>Identidad Contable (tua)</i>
IK	-0,121 (-2,49)		-0,113	0,011	0,053	-0,304	-0,084	0,094
IK'		-0,183 (-3,23)	-0,136	-0,188	-0,022	0,026	0,093	0,029
IK' <sub>(-1)</sub>		0,208 (3,58)	0,155	0,213	0,025			
taa	0,726 (4,83)							
taa <sub>(-1)</sub>	-0,601 (-4,27)	0,790 (14,29)						
tupa	-0,163 (-3,78)		-0,152	0,015	0,071	-0,409	-0,113	0,126
tej	0,478 (5,19)		0,446	-0,044	-0,209	1,197	0,332	-0,369
tef	-0,613 (-5,74)		-0,572	0,056	0,268	-1,534	-0,425	0,472
tea <sub>(-1)</sub>	0,566 (12,32)		0,527	-0,052	-0,247			
(1-tua)		-0,090 (-1,61)						
(1-tua) <sub>(-4)</sub>		0,170 (2,22)	0,127	0,175	0,020			
(1-tu <sub>ANC</sub> ) <sub>(-4)</sub>		0,157 (1,78)	0,116	0,161	0,019	-0,168	-0,587	-0,179
(1-tu <sub>AC</sub> ) <sub>(-4)</sub>		0,083 (1,29)	0,062	0,085	0,010	0,089	0,313	0,095
ratpe		0,283 (4,07)	0,210	0,290	0,034	0,304	1,060	0,322
ratpob		-0,073 (-0,98)	-0,054	-0,075	-0,009	-0,078	-0,274	-0,084
taj		0,331 (3,02)	0,247	0,340	0,040	0,356	1,242	0,377

Notas: Como en el Cuadro 1

Los multiplicadores de impacto –columnas (C) a (D)– presentan en conjunto los signos esperados. Por último, los efectos a largo plazo contenidos en las columnas (F) a (H) ponen de manifiesto, en primer lugar, una respuesta negativa del empleo adolescente ante cambios del índice IK y una muy escasa elasticidad positiva ante los cambios inducidos por la actividad a través del índice *IK'*. Si aproxi-

mamos la respuesta global a largo plazo de la tasa de empleo ante cambios del salario mínimo mediante la suma de ambos componentes, el resultado sería una elasticidad de  $-0,278$  en la línea de la obtenida en la versión más simple del modelo. En segundo lugar, esta versión del modelo arroja una respuesta neta de la actividad a largo plazo positiva pero apenas distinta de cero<sup>15</sup>. Este resultado contrasta con el obtenido previamente en la versión simple del modelo en la que se derivaba un retroceso significativo de la actividad a largo plazo ante elevaciones relativas del mínimo salarial. La discrepancia parece encontrarse en el hecho de que en esta versión apenas se detecta *efecto desánimo*, mientras que en la anterior éste efecto resultaba significativamente positivo. En tercer lugar (y en consonancia con lo anterior), la columna (H) pone de manifiesto un impacto a largo plazo sobre la tasa de desempleo mayor que el detectado en la versión simple del modelo. Una elevación del 10% en el índice IK se traduciría en un aumento acumulado de la tasa de paro adolescente de 0,94 puntos porcentuales. Por su parte, una elevación similar del índice IK' aumentaría dicha tasa de paro en 0,29 puntos porcentuales. Esto es, en conjunto podríamos afirmar que, según la presente versión, una elevación del salario mínimo de un 10% elevaría en más de un punto porcentual la tasa de paro de los adolescentes.

### 3.3. Extensiones del modelo

En los anteriores modelos hemos considerado al grupo de los adolescentes como un colectivo poblacional homogéneo. Vamos a incorporar ahora la posibilidad de que los menores de edad (16 y 17 años) y los mayores (18 y 19 años) respondan de manera diferenciada a los cambios en los mínimos salariales.

Para captar dichas peculiaridades se ha elaborado, en un primer momento, un modelo de cuatro ecuaciones simultáneas en el que se explican las decisiones de empleo y participación de ambos grupos adolescentes de forma diferenciada. Las dos ecuaciones de empleo parecen poner de manifiesto claras peculiaridades diferenciales en cada uno de los grupos de adolescentes; no obstante, no ha sido posible captar con precisión las particularidades de la participación

---

<sup>15</sup> Para hacer esta afirmación se han sumado los coeficientes asociados a *IK* y a *IK'*.

de los jóvenes menores frente a las de los mayores de edad. Podría ser que todo el grupo adolescente guíe sus decisiones de incorporación al mercado laboral por pautas similares, o bien que las variables disponibles para captar las diferentes motivaciones de ambos colectivos tengan una alta correlación entre ellas. Las dos extensiones que se ofrecen a continuación se han llevado a cabo, en consonancia, estimando simultáneamente las ecuaciones de empleo de ambos colectivos –de acuerdo con la expresión (2)– pero utilizando como instrumentos las mismas variables que se habrían empleado en un sistema que incorporase, además, las ecuaciones de actividad<sup>16</sup>. La primera extensión se ha elaborado con líneas similares a la versión básica que hemos expuesto previamente; la segunda extensión sigue, no obstante, las pautas de lo que previamente denominamos versión ampliada del modelo. En el cuadro 3 se sintetizan los principales resultados obtenidos.

En el caso de los adolescentes más jóvenes (16 y 17 años), e independientemente de la extensión considerada, la tasa de empleo responde de forma negativa y significativa a los cambios de su *propio* salario mínimo –columnas (A) y (E)–. En cuanto a la respuesta al salario mínimo del colectivo de adolescentes adultos (salario mínimo *cruzado*) el resultado es distinto según la extensión considerada. La respuesta es positiva y significativa al 10% en el caso de la primera extensión –columna (A)– y no resulta ser significativa en la segunda extensión –columna (E)–.

Por último, comentaremos las elasticidades asociadas al empleo de los adolescentes mayores de edad (18 y 19 años). Lo más interesante es que en ambas extensiones del modelo se pone de manifiesto cómo el empleo de este colectivo no responde a los cambios en el índice de Kaitz *cruzado* (es decir, el calculado con el salario mínimo de los trabajadores de 16 años), pero decrece al aumentar su *propio* mínimo salarial –columnas (B) y (F)–.

---

<sup>16</sup> Esa estimación proporciona para las ecuaciones de empleo los mismos estimadores que se obtendrían de estimar las cuatro ecuaciones (empleo y actividad) especificando la actividad en forma reducida.

**CUADRO 3**  
**RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES DE**  
**EMPLEO ADOLESCENTE POR GRUPOS DE EDAD**

Variable	PRIMERA EXTENSIÓN				SEGUNDA EXTENSIÓN			
	Efectos a corto plazo		Efectos a largo plazo		Efectos a corto plazo		Efectos a largo plazo	
	(A) Empleo 16-17 años ( <i>tea</i> <sub>16-17</sub> )	(B) Empleo 18-19 años ( <i>tea</i> <sub>18-19</sub> )	(C) Empleo 16-17 años ( <i>tea</i> <sub>16-17</sub> )	(D) Empleo 18-19 años ( <i>tea</i> <sub>18-19</sub> )	(E) Empleo 16-17 años ( <i>tea</i> <sub>16-17</sub> )	(F) Empleo 18-19 años ( <i>tea</i> <sub>18-19</sub> )	(G) Empleo 16-17 años ( <i>tea</i> <sub>16-17</sub> )	(H) Empleo 18-19 años ( <i>tea</i> <sub>18-19</sub> )
IK <sub>16-17</sub>	-0,087 (-2,31)	0,025 (0,81)	-0,251	0,061	-0,070 (-1,88)	0,026 (0,80)	-0,181	0,065
IK <sub>18-19</sub>	0,239 (1,61)	-0,249 (-2,33)	0,691	-0,603	-0,003 (-0,02)	-0,258 (-2,32)	-0,007	-0,649
taa <sub>16-17</sub>	0,575 (3,49)	-0,174 (-1,69)	0,091	-0,649	0,374 (2,25)	-0,199 (-1,92)	0,059	-0,783
taa <sub>16-17, (-1)</sub>	-0,543 (-3,46)	-0,094 (-1,43)			-0,351 (-2,25)	-0,112 (-1,69)		
taa <sub>18-19</sub>	0,489 (2,00)	0,331 (2,88)	-0,140	1,264	-0,004 (-0,01)	0,273 (2,33)	-0,058	1,324
taa <sub>18-19, (-1)</sub>	-0,538 (-2,29)	0,192 (1,68)			-0,018 (-0,07)	0,253 (2,18)		
tupa	-0,009 (-0,13)	-0,305 (-5,20)	-0,027	-0,737	-0,105 (-1,52)	-0,296 (-5,17)	-0,271	-0,744
tej	0,769 (4,06)	0,180 (1,47)	2,222	0,435	0,753 (4,08)	0,205 (1,71)	1,950	0,516
tef	-0,525 (-2,34)	-0,599 (-3,08)	-1,517	-1,448	-0,813 (-3,56)	-0,629 (-3,19)	-2,104	-1,580
tea <sub>16-17, (-1)</sub>	0,748 (9,24)				0,703 (8,84)			
tea <sub>16-17, (-4)</sub>	-0,094 (-2,57)				-0,090 (-2,44)			
tea <sub>18-19, (-1)</sub>		0,586 (8,86)				0,601 (8,94)		

**Notas:**

- Todas las variables en logaritmos.
- La cifra de cada celda representa la elasticidad de la variable de la columna ante cambios de la variable de la fila.
- Las cifras entre paréntesis en las columnas (A), (B), (E) y (F) son t-estadísticos.
- Ambas ecuaciones de empleo incorporan controles de los procesos de homogeneización de los salarios mínimos por edades y de los cambios metodológicos en las encuestas utilizadas mediante variables ficticias.
- En las estimaciones de la primera extensión se han utilizado como instrumentos específicos de las ecuaciones de actividad: el porcentaje de adolescentes de 16 y 17 años sobre el total de la población de 16 y más años y el porcentaje de parados de 16 y 17 años que buscan su primer empleo; las dos variables anteriores pero calculadas para los adolescentes de 18 y 19 años; la tasa de ocupación joven y la tasa de actividad joven.
- En las estimaciones de la segunda extensión se han utilizado como instrumentos específicos de las ecuaciones de actividad: los índices de Kaitz para trabajadores de 16-17 años y para los de 18-19 años ponderados por el salario de los empleados; el porcentaje de adolescentes de 16 y 17 años sobre el total de la población de 16 y más años y el porcentaje de parados de 16 y 17 años que buscan su primer empleo; las variables anteriores pero calculadas para los adolescentes de 18 y 19 años; las tasas de ocupación de los adultos entre 25 y 29 años cualificados y no cualificados y la tasa de actividad joven.
- Los índices de Kaitz IK<sub>16-17</sub> e IK<sub>18-19</sub> de la columna de variables se han elaborado ponderando los salarios mínimos correspondientes por el salario medio del total de trabajadores en las estimaciones de la primera extensión. En las correspondientes a la segunda extensión se han ponderado por el salario medio de los obreros.

#### 4. CONCLUSIONES

En este trabajo hemos estimado los efectos conjuntos que una elevación relativa del Salario Mínimo Interprofesional ejerce sobre las magnitudes básicas del mercado de trabajo de los adolescentes españoles (empleo, actividad y tasa de paro). Los principales resultados obtenidos en estas estimaciones son los siguientes:

La tasa de empleo de los adolescentes responde negativa y significativamente a las elevaciones relativas del salario mínimo; más en concreto, un aumento del mínimo salarial del 10% reduciría dicha tasa de empleo entre un 2,6% y un 3%. La tasa de actividad adolescente puede verse afectada por las elevaciones del salario mínimo a través de dos efectos: un *efecto ganancia relativa* que, teóricamente, incitaría a una mayor participación laboral y un *efecto desánimo*, que tendería a reducir la participación adolescente. De acuerdo con nuestras estimaciones, el *efecto ganancia relativa* resulta ser positivo pero de muy escasa magnitud. Por su parte, el *efecto desánimo* se ha mostrado bastante sensible a la versión del modelo empleada, presentando, en todo caso, el signo previsto, pero magnitudes absolutas diferentes. De acuerdo con esto, una elevación en el 10% del mínimo salarial reduciría la participación adolescente en un 2% (según el modelo que capta un mayor *efecto desánimo*) o la mantendría prácticamente inalterada (de acuerdo con la versión alternativa). Nuestras estimaciones permiten, por último, inferir el efecto del salario mínimo sobre la tasa de paro adolescente. Según la versión del modelo empleada, un aumento del 10% en el salario mínimo generaría una elevación global de la tasa de paro adolescente entre 0,2 y 1 puntos porcentuales. La divergencia entre ambos valores se asocia, también, a la forma diferente en que los modelos captan el *efecto desánimo*.

## BIBLIOGRAFÍA

- Baker, M., Benjamin, D. y Stanger, S. (1999): "The Highs and Lows of the Minimum Wage Effect: A Time-Series Cross-Section Study of the Canadian Law"; *Journal of Labor Economics*, 17(2), pp. 318-50.
- Becker, G.S. (1993): *A Treatise on the Family*, 3<sup>rd</sup> edition, Harvard University, Cambridge (MA).
- 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.
- 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.
- Dolado, J., Kramarz, F., Machin, S., Manning, A. y Teulings, C. (1996): "The Economic Impact of Minimum Wages in Europe"; *Economic Policy*, 23, pp.317-372.
- Dolado, J. J. y Felgueroso, F. (1997): "Los Efectos del Salario Mínimo: Evidencia Empírica para el Caso Español"; *Moneda y Crédito*; 204, pp. 213-263.
- Dolado, J. Felgueroso, F. y Jimeno (1999): "Los Problemas del Mercado de Trabajo Juvenil en España: Empleo, Formación y Salarios Mínimos"; *Ekonomiaz*; 43, pp.136-157.
- González Güemes, I. (1997): "Los Efectos del Salario Mínimo sobre el Empleo de Adolescentes, Jóvenes y Mujeres: Evidencia Empírica para el Caso Español"; *Cuadernos Económicos de ICE*; 63, pp.31-48.
- González Güemes, I. y Pérez Domínguez, C. (2001): "Equating out Minimum Wages in Spain by Age"; *Estudios sobre la Economía Española, serie: Economía del Trabajo y Política Social*, número 96. Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA).
- 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., pp. 30-54.
- Partridge, M. y Partridge, J.(1998): "Are Teen Unemployment Rates Influenced by State Minimum Wage Laws?"; *Growth and Change*; 29 (4), pp. 359-82.
- 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.
- Sargan, J.D. (1976): "Testing for Misspecification after Estimating using Instrumental Variables". Unpublished paper, London School of Economics.
- Wellington, A. J. (1991): "Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update"; *The Journal of Human Resources*, vol. XXVI, pp. 27-46.

## **Abstract**

In this paper we try to measure the effect that Spanish minimum wage (Salario Mínimo Interprofesional –SMI-) has on Spanish teenagers' unemployment rate. We use a simultaneous equation model in which we take into account the teenager employment and participation rates. We also consider the interrelation between these both variables. We have used a sample survey of quarterly data for the last 20 years that includes the homogenization of de SMI for groups of ages that took place during the nineties.