

## EFFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO SOBRE EL EMPLEO Y LA PARTICIPACIÓN EN CASTILLA Y LEÓN

Inmaculada GONZÁLEZ GÜEMES  
Jorge Julio MATÉ GARCÍA  
Dpto. Fundamentos del Análisis Económico  
Universidad de Valladolid

### 1.- INTRODUCCIÓN.

En esta Comunicación se pretenden estudiar los efectos causados por la imposición de un salario mínimo sobre algunas variables características del mercado laboral, en el ámbito específico de Castilla y León.

Desde un punto de vista teórico, el efecto del salario mínimo sobre el empleo no está claro. Depende, en parte, del tipo de mercado de trabajo considerado. Si el mercado laboral funciona bajo supuestos competitivos, la fijación de un salario mínimo hace disminuir la cantidad de trabajo contratada. No obstante, los trabajadores al encontrarse con mayor salario podrían esforzarse más y ser más productivos. Asimismo, si el mercado no es competitivo un mayor salario puede incrementar el empleo.

El análisis empírico puede ayudar a conocer el efecto final del salario mínimo sobre el empleo y la participación, pues no existen en Castilla y León estudios empíricos anteriores que puedan aclarar algo a este respecto.

Esta Comunicación presenta la siguiente estructura. En el apartado segundo se resume la teoría de los efectos sobre el mercado laboral como consecuencia del establecimiento de un salario mínimo. En el apartado tercero, se describe el modelo utilizado para la estimación empírica. En el cuarto apartado, se exponen y comentan los resultados de las estimaciones efectuadas para Castilla y León. El último apartado resume el trabajo y sintetiza las conclusiones más importantes.

### 2.-PLANTEAMIENTO TEÓRICO.

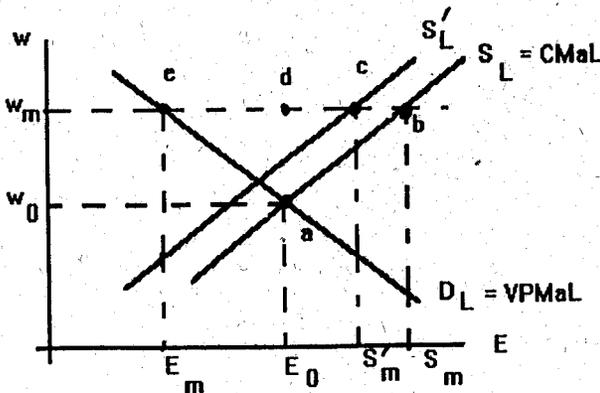
En este apartado se sintetizan algunos modelos teóricos que explican los efectos sobre el mercado laboral del establecimiento de un salario mínimo.

En general, existe un amplio consenso en aceptar que el establecimiento de un salario mínimo destruye empleo entre los trabajadores menos cualificados. No obstante, algunos autores sostienen lo contrario. Esta discrepancia se explica, al menos en parte, por los diferentes supuestos que pueden adoptarse acerca del funcionamiento del mercado de trabajo. Si se considera que este mercado es competitivo, un salario mínimo reduce el empleo. Por el contrario, si se examina el mercado desde supuestos no competitivos, un mayor salario puede aumentar el empleo. A continuación se repasan brevemente ambos puntos de vista.

### 2.1.- El modelo competitivo.

En este modelo se supone que todos los trabajadores son homogéneos, es decir, tienen el mismo nivel de cualificación y desarrollan el mismo esfuerzo en su trabajo. Además, se supone que cada trabajador recibe como remuneración el valor de su productividad marginal. El salario y el empleo de equilibrio,  $w_0$  y  $E_0$  respectivamente, se determinan gráficamente por la intersección de las curvas de demanda de trabajo ( $D_L$ ) y oferta de trabajo ( $S_L$ ), como se comprueba en el Gráfico 1.

GRÁFICO 1



Si se establece un salario mínimo  $w_m$  en el mercado, por encima del salario de equilibrio, se producen los siguientes efectos. En primer lugar, el empleo cae desde  $E_0$  hasta  $E_m$ . Esta caída depende de la elasticidad de la curva de demanda de trabajo<sup>1</sup>. Cuanto más elástica es la curva de demanda, mayor es la reducción en el empleo.

Existe una forma de mitigar esa reducción. Consiste en incrementar la productividad

<sup>1</sup> De acuerdo con la definición de elasticidad, la reducción proporcional en el empleo debida a la imposición de un salario mínimo es igual a la elasticidad de la demanda,  $\eta_L$ , multiplicada por el incremento proporcional en el salario:

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

del trabajo, bien exigiendo a los empleados mayores niveles de esfuerzo, o bien introduciendo nuevas técnicas en la producción<sup>2</sup>. La mayor productividad del trabajo desplaza la curva de demanda,  $D_L$ , hacia la derecha, con lo que la caída en el empleo no será hasta  $E_m$ , sino menor.

Es preciso destacar que es muy improbable que el desplazamiento de la demanda sea lo suficientemente grande como para eliminar totalmente los efectos negativos sobre el empleo del salario mínimo<sup>3</sup>.

En segundo lugar, el establecimiento de un salario mínimo tiene efectos sobre la oferta de trabajo. Tal efecto es ambiguo. La oferta de mano de obra puede aumentar, disminuir o permanecer constante. La razón de esta variación incierta se encuentra en que se producen dos efectos de signo contrario. Por una parte, al aumentar el salario se incrementa la cantidad ofrecida de trabajo (en función de la elasticidad de la oferta) de  $E_0$  a  $S_m$ . Hay, pues, un movimiento a lo largo de la curva de oferta<sup>4</sup>.

Por otra parte, al disminuir el empleo (como consecuencia del efecto anteriormente mencionado), se reduce la probabilidad para los trabajadores de encontrar un puesto de trabajo. Algunos trabajadores dejan entonces de buscar empleo (es el denominado efecto desánimo). Esta retirada reduce la oferta de trabajo y, por tanto, la curva  $S_L$  se desplaza hacia la izquierda, hasta  $S_L'$ . En el Gráfico 1 este efecto reduce la participación<sup>5</sup> de  $S_m$  a  $S_m'$ .

La suma de los dos efectos tiene como resultado, en el caso representado, un aumento de la participación de  $E_0$  a  $S_m'$ . No obstante, la oferta de trabajo podría haberse desplazado hasta el punto  $d$  o, incluso, a la izquierda de  $d$ . La fuerza de trabajo podría, pues, permanecer inalterada o disminuir.

Finalmente, el establecimiento de un salario mínimo produce efectos sobre el desempleo. Con un salario  $w_m$  surge, en principio, un desempleo de cuantía igual a la distancia  $eb$ . Sin embargo, este desempleo no es el que se mide en las estadísticas oficiales, sino el desempleo involuntario (es decir, el desempleo total  $eb$ , menos la fuerza de trabajo que decide retirarse<sup>6</sup>).

<sup>2</sup> Véase Stigler (1946), p. 359.

<sup>3</sup> Véase Brown, Gilroy y Kohen (1982).

<sup>4</sup> Se pasa en el Gráfico 1 del punto  $a$  al punto  $b$ .

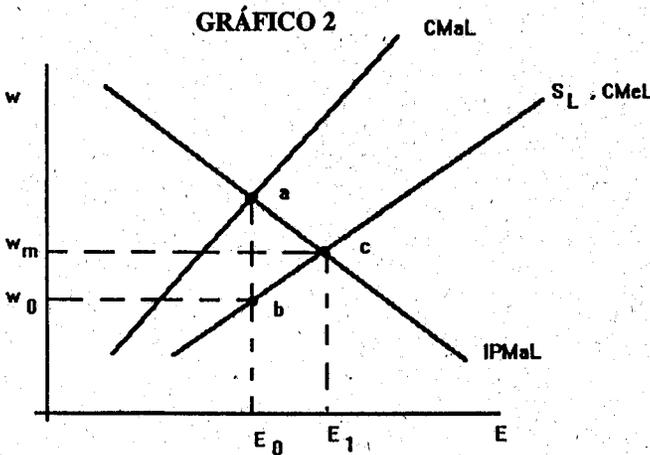
<sup>5</sup> Hay un desplazamiento del punto  $b$  al  $c$ .

<sup>6</sup> Por tanto, el desempleo involuntario viene dado por la distancia  $ec$ . El resto del desempleo total,  $eb$ , es el desempleo voluntario.

El desempleo involuntario (que es el que interesa desde el punto de vista empírico) puede ser igual, mayor o menor que la caída en el empleo, en función del desplazamiento relativo de la oferta de trabajo.

## 2.2.- El monopsonio.

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



Los efectos del salario mínimo dependen, en un mercado de monopsonio, de la cuantía de aquel. Por ejemplo, si se establece, en primer lugar, un salario mínimo  $w_m$  por encima del punto  $a$ , los resultados son los mismos que en competencia perfecta: reducción del empleo, incremento de la participación (si bien hay que tener en cuenta el efecto desánimo), y aparición de cierto desempleo.

En segundo lugar, si se fija un salario mínimo en el intervalo acotado por los puntos  $b$  y  $c$ , se producen los siguientes efectos: el empleo y la cantidad ofrecida de trabajo aumentan por encima de  $E_0$ <sup>7</sup>, y no surge desempleo.

<sup>7</sup> El crecimiento máximo que pueden experimentar ambas variables es hasta el nivel  $E_1$ , nivel de empleo competitivo.

Por último, si se establece el salario mínimo entre los puntos  $c$  y  $a$ , el empleo crece por encima de  $E_0$ , la fuerza de trabajo aumenta por encima de  $E_1$  y aparece desempleo.

En resumen, la promulgación de una ley de salario mínimo puede dar lugar tanto a una reducción del empleo, como a un cierto crecimiento del mismo,

### 3.- EL MODELO EMPÍRICO.

En este apartado se explican las cuestiones relacionadas con la especificación del modelo utilizado para estimar empíricamente los efectos de un aumento en el salario mínimo. Se trata de un modelo simple, con una única ecuación, que se usa frecuentemente en la literatura empírica<sup>8</sup>. Esta ecuación se expresa en los siguientes términos:

$$Y = f(SM, D, X_1, \dots, X_n) \quad [1]$$

A continuación se expone brevemente el significado de cada una de estas variables.

En primer lugar, la variable dependiente  $Y$  es alguna medida relativa de la posición de que se goza en el mercado laboral. Así, por ejemplo, si se pretende medir el efecto del salario mínimo sobre el empleo, la variable  $Y$  se define como el cociente entre los empleados y la población. Si se persigue conocer los efectos del salario mínimo sobre la participación laboral, se utiliza como variable dependiente el ratio activos/población. El efecto sobre el desempleo del salario mínimo podría derivarse a partir de sus efectos sobre el empleo y la fuerza de trabajo.

En segundo lugar,  $SM$  es la variable explicativa fundamental. Es una medida relativa del salario mínimo de la economía. Se construye como un cociente entre el salario mínimo legal y el salario medio<sup>9</sup>.

Esta variable recoge la idea de que el efecto del salario mínimo sobre el empleo es mayor cuanto mayor es aquél con respecto al salario medio de la economía.

Algunos autores<sup>10</sup> han utilizado como regresor en las estimaciones el índice de

<sup>8</sup> Véanse, a modo de ejemplo, Gramlich (1976); Mincer (1976); Brown, Gilroy y Kohen (1982); Brown, Gilroy y Kohen (1983); y Wellington (1991).

<sup>9</sup> En Castilla y León, lamentablemente, no se dispone de información cuatrimestral lo suficientemente desagregada para elaborar un índice de salario mínimo más preciso. En la literatura económica norteamericana, la medida más utilizada para aproximar esta variable es el Índice de Kaitz (1970). No obstante, en nuestro país un índice de ese tipo no tiene aplicación, por cuanto el salario mínimo legal afecta a todos los trabajadores y todos los sectores de la economía.

<sup>10</sup> Véanse Mincer (1976) y Gramlich (1976).

salarios mínimos retardado, para dar a entender que los efectos de ese salario sobre el empleo se producen con cierto retraso. Por el contrario, otros investigadores suponen que los efectos del salario mínimo sobre el empleo son inmediatos. En esta Comunicación esperaremos que sea el análisis empírico el que aclare la cuestión.

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

Por último,  $X_i$  representa un bloque de otras variables explicativas exógenas. Generalmente se incluyen las siguientes: una variable  $t$  que refleja la tendencia secular de las series; algunas variables *dummies* trimestrales para recoger los efectos estacionales sobre el empleo; y variables relacionadas con la oferta potencial de trabajo del colectivo analizado<sup>11</sup>.

Por lo que respecta a estas variables de oferta, suelen utilizarse las siguientes: el ratio de población del grupo examinado en relación con la población potencialmente activa; la proporción de población del grupo analizado que se encuentra en las fuerzas armadas; o bien, el porcentaje de población escolarizado.

Antes de exponer los resultados obtenidos para Castilla y León, es preciso apuntar que, para estimar la ecuación [1], la mayor parte de los estudios hacen uso de observaciones trimestrales. De este modo, es posible recoger las fluctuaciones que se producen a corto plazo en la demanda agregada de trabajo.

#### 4.- RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES.

En este apartado se exponen, con cierto detalle, los resultados de la estimación de la función presentada en el apartado anterior. En concreto, se ofrecen los resultados del efecto del salario mínimo en Castilla y León sobre el empleo y sobre la participación en el mercado laboral.

Los ajustes econométricos se realizan a partir de series de datos trimestrales que comprenden el periodo 1989-1995<sup>12</sup>. La forma funcional específica que se adopta para la estimación de la ecuación es la logarítmica<sup>13</sup>. En una primera aproximación, la ecuación fue

<sup>11</sup> Una interesante discusión acerca de la conveniencia de incluir variables de oferta en la ecuación [1] se encuentra en Brown, Gilroy y Kohen (1983).

<sup>12</sup> Se ha elegido este periodo muestral, y no uno más amplio, por la escasez de información estadística en relación con algunas variables incluidas en las estimaciones.

<sup>13</sup> Con este tipo de estimación se obtienen mejores resultados, desde un punto de vista empírico, que con la estimación lineal.

estimada utilizando la técnica de mínimos cuadrados ordinarios. No obstante, la existencia de problemas de autocorrelación aconsejó la realización de estimaciones mediante el procedimiento de mínimos cuadrados generalizados.

#### 4.1.- Efectos sobre el empleo.

Para la estimación del modelo propuesto en el apartado tercero, hay que precisar algo más algunas cuestiones relacionadas con la definición de las variables incluidas.

La variable dependiente es, inicialmente, el ratio empleo/población para el colectivo de 16 a 19 años, ( $E_{16-19}/P_{16-19}$ ). Se toma el sector más joven de la población porque es el que, generalmente, posee una menor cualificación y experiencia. En consecuencia, tiene una probabilidad mayor de verse afectado por el establecimiento de un salario mínimo.

La variable de salario mínimo,  $SM$ , se construye a partir de datos del salario mínimo interprofesional por mes para menores de 18 años y la ganancia media por trabajador y mes (pagos ordinarios en jornada normal).

La influencia del ciclo económico sobre el cociente empleo/población se aproxima de dos modos diferentes. En primer lugar, se utiliza la variable  $V$ , correspondiente al número de viviendas iniciadas en Castilla y León (tanto por iniciativa pública como privada)<sup>14</sup>. En segundo lugar, se utiliza la tasa de desempleo en Castilla-León de los varones de 25 a 54 años,  $U_{25-54}$ .

La variable  $t$  es una tendencia temporal.

Las variables estacionales  $Q_2$ ,  $Q_3$  y  $Q_4$ , son variables *dummies* que toman el valor uno en el segundo, tercer y cuarto trimestre, respectivamente, y cero en el resto.

Como variable representativa de la oferta de trabajo se utiliza el ratio de la población de 16 a 19 años sobre el total de población,  $P_{16-19}/P$ .

Las fuentes estadísticas utilizadas para obtener información de estas variables son, básicamente, la *Encuesta de Población Activa*, el *Boletín de Estadísticas Laborales*, la *Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios* y *Coyuntura Económica de Castilla y León*.

El Cuadro 1 presenta las estimaciones del impacto del salario mínimo sobre el empleo adolescente utilizando dos especificaciones diferentes de la ecuación postulada.

---

<sup>14</sup> Se está suponiendo que las épocas de auge en el sector de la construcción coinciden con las etapas expansivas del ciclo económico.

**CUADRO 1**  
**Variable dependiente:  $\ln(E_{16-19}/P_{16-19})$**

| Variable           | Coefficiente<br>(Estadíst. t) | Coefficiente<br>(Estadíst. t) |
|--------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| Constante          | -3,912<br>(1,491)             | -4,660<br>(1,848)             |
| $\ln SM$           | -0,429<br>(1,748)             | -0,479<br>(2,088)             |
| $\ln V$            | 0,110<br>(1,112)              | 0,159<br>(1,669)              |
| $\ln(P_{16-19}/P)$ | -0,318<br>(0,325)             | -0,417<br>(0,445)             |
| t                  | -0,030<br>(11,546)            | -0,029<br>(11,499)            |
| $Q_3$              | 0,106<br>(4,157)              | 0,121<br>(4,672)              |
| $t.Q_2$            |                               | 0,014<br>(2,205)              |
| $t^2.Q_2$          |                               | -0,001<br>(2,192)             |
| $R^2$ aj.          | 0,925                         | 0,935                         |
| Desv. típ. regres. | 0,063                         | 0,059                         |
| S.C.E.             | 0,079                         | 0,062                         |
| F                  | 54,581                        | 47,547                        |

La primera columna de este Cuadro refleja los resultados obtenidos al utilizar las variables anteriormente mencionadas. La segunda columna incluye una transformación consistente en interaccionar las variables *dummies* estacionales con la tendencia temporal. Una especificación de este tipo se ha llevado a cabo por razones empíricas. Solon (1985) y Wellington (1991) apuntan que tal transformación no modifica apenas los coeficientes estimados, pero las estimaciones son más precisas. Las regresiones efectuadas así lo demuestran.

La inclusión de retardos en algunas de las variables independientes no ha resultado significativa, por lo que se ha optado por utilizar los valores corrientes.

El Cuadro 1 permite afirmar que el salario mínimo reduce el empleo adolescente. Más concretamente, cuando el índice de salarios mínimos crece un 1 por ciento, ese empleo se reduce entre un 0,43 y un 0,48 por ciento en la Comunidad Castellano-Leonesa. Este efecto se pone de manifiesto a partir de la elasticidad<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> De acuerdo con la definición de elasticidad, el coeficiente de la variable SM se interpreta como la elasticidad del empleo en el colectivo investigado con respecto al salario mínimo, cuando la ecuación se estima en términos logarítmicos.

Por lo que respecta a los cambios cíclicos, se han realizado estimaciones utilizando como *proxy* la variable de construcción de viviendas,  $V$ . Esta variable presenta el signo esperado, pero no resulta tan significativa como cabía suponer. Por esta razón, se han efectuado también pruebas con la variable de desempleo  $U_{25-54}$ . No obstante, no se han conseguido mejores resultados que con la variable  $V$ .

Por lo que se refiere a la variable de oferta, presenta un efecto negativo (y poco significativo) sobre el ratio empleo/población. Esta escasa significatividad puede atribuirse, en principio, a que, en presencia de un salario mínimo, únicamente la curva de demanda de trabajo determina el volumen de empleo. No obstante, Brown, Gilroy y Kohen (1983) apuntan que tal afirmación es equivocada. Es posible aceptarla para aquella parte de la población adolescente que cobra el salario mínimo o uno inferior, pero no es correcto para los jóvenes que reciben un salario por encima del mínimo legal. En este último caso (y, por tanto, para todo el colectivo), el volumen final de empleo debe depender de la demanda y de la oferta de trabajo. En cualquier caso, dado que la mayor parte de los adolescentes empleados en Castilla y León poseen contratos poco retribuidos, el efecto de esta variable no se esperaba que fuera importante.

La estimación empírica de la ecuación [1] ha sido realizada, asimismo, para el grupo de población entre los 20 y los 24 años. En este caso la variable dependiente es el ratio empleo/población para el colectivo citado ( $E_{20-24}/P_{20-24}$ ).

El salario mínimo se mide del mismo modo expuesto anteriormente<sup>16</sup>.

La influencia del ciclo económico sobre el cociente empleo/población se aproxima por la variable  $V$ , por las razones antes apuntadas.

Como variable representativa de la oferta de trabajo se utiliza el ratio de la población de 20 a 24 años sobre el total de población,  $P_{20-24}/P$ .

Las variables restantes son las mismas que en estimaciones anteriores.

El Cuadro 2 muestra las estimaciones del impacto del salario mínimo sobre el empleo en el colectivo analizado, utilizando diversas especificaciones sobre las variables estacionales y la tendencia temporal.

Este Cuadro indica que los jóvenes castellano-leoneses entre 20 y 24 años también sufren un efecto adverso del salario mínimo sobre el empleo. No obstante, el impacto es menor que para los adolescentes, como era previsible. Más específicamente, la elasticidad del empleo respecto al salario mínimo se mueve entre unos valores de 0,35 y 0,39.

<sup>16</sup> Se ha optado por mantener la misma variable salarial, en lugar de utilizar otra construida a partir del salario mínimo vigente para los trabajadores de 18 años y más, porque, de un lado, la tasa de crecimiento anual es prácticamente igual para ambos salarios; y, de otro lado, las nuevas estimaciones pueden compararse más coherentemente con las anteriores.

En el caso de los adultos mayores de 25 años, la variable salarial no ha mostrado efectos significativos sobre el empleo del colectivo<sup>17</sup>. Es decir, variaciones en el salario mínimo legal no afectan en absoluto al volumen de empleo de los adultos.

## CUADRO 2

Variable dependiente:  $\ln(E_{20-24}/P_{20-24})$

| Variable           | Coefficiente<br>(Estadist. t) | Coefficiente<br>(Estadist. t) |
|--------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| Constante          | -4,890<br>(2,875)             | -5,611<br>(3,043)             |
| $\ln SM$           | -0,349<br>(2,061)             | -0,388<br>(2,122)             |
| $\ln V$            | 0,125<br>(1,763)              | 0,135<br>(1,763)              |
| $\ln(P_{20-24}/P)$ | -1,136<br>(1,880)             | -1,388<br>(2,141)             |
| t                  | -0,022<br>(5,522)             | -0,023<br>(5,608)             |
| $Q_2$              | 0,032<br>(1,998)              | 0,032<br>(1,648)              |
| $t \cdot Q_2$      |                               | 0,003<br>(0,790)              |
| $t^2 \cdot Q_2$    |                               | -0,0002<br>(0,850)            |
| $R^2$ aj.          | 0,880                         | 0,871                         |
| Desv. típ. regres. | 0,041                         | 0,043                         |
| S.C.E.             | 0,034                         | 0,033                         |
| F                  | 32,634                        | 22,915                        |

Todos los resultados expuestos son bastante razonables. Investigaciones similares llevadas a cabo en Estados Unidos y en algunos países europeos muestran también que la elasticidad del empleo se reduce conforme aumenta la edad del colectivo analizado. Por ejemplo, Brown, Gilroy y Kohen (1982) comparan los resultados de varios estudios efectuados en Estados Unidos durante la década de los setenta, en su mayor parte. La elasticidad del empleo adolescente con respecto al salario mínimo se encuentra entre 0,1 y 0,3<sup>18</sup>. En el caso de otros grupos de edad la elasticidad del empleo es menor, o incluso

<sup>17</sup> Para este grupo de edad, se han efectuado regresiones similares a las expuestas. No obstante, la falta de significatividad de la variable salarial hace innecesaria la exposición de los resultados.

<sup>18</sup> Entre otros, Card (1992), Machin y Manning (1994), Card y Krueger (1994), Card y Krueger (1995) y Neumark

nula.

En España, Pérez Domínguez (1995) estima una elasticidad en el caso de los adolescentes de 0,61. En el caso de los jóvenes en general (entre 16 y 24 años) la elasticidad resultante es de 0,2. El empleo en el colectivo adulto no se ve afectado por los aumentos relativos del salario mínimo legal.

En Francia, Bazen y Martin (1991) analizan el impacto del salario mínimo sobre el empleo adolescente. Las elasticidades obtenidas fluctúan entre 0,09 y 0,23. En los trabajadores adultos, la elasticidad correspondiente es muy próxima a cero.

Kaufman (1989) realiza un estudio semejante para el Reino Unido. Las elasticidades estimadas son similares a las anteriores (entre 0,02 y 0,14).

Una comparación de estos resultados con los obtenidos para Castilla y León muestra que en esta región el valor de la elasticidad se encuentra algo por encima del alcanzado en Estados Unidos, Francia o Reino Unido, pero por debajo del valor de España en su conjunto. Esta situación indica que el mercado laboral castellano-leonés es menos sensible a las fluctuaciones del salario mínimo que el mercado nacional. No obstante, existe una mayor sensibilidad del empleo con respecto a los otros países analizados<sup>19</sup>.

#### 4.2.- Efectos sobre la participación.

En este apartado se estima el efecto de un incremento del salario mínimo sobre la tasa de actividad.

La variable dependiente en la ecuación [1] es ahora la tasa de actividad del grupo de edad de 16 a 19 años ( $ACT_{16-19}/P_{16-19}$ ). Las variables independientes son las mismas que en el apartado anterior. El Cuadro 3 presenta los resultados finales alcanzados tras la estimación<sup>20</sup>.

Se aprecian como resultados más destacables los siguientes. En primer lugar, la respuesta de la tasa de actividad al salario mínimo ha resultado ser significativa a un nivel

---

y Wascher (1996) apuntan, no obstante, que los efectos del salario mínimo sobre el empleo son poco significativos, o incluso positivos.

<sup>19</sup> Pérez Domínguez (1995) puntualiza que una elasticidad más elevada, a pesar de las restricciones legales que existen en España para el ajuste de las plantillas, se asocia al hecho de que las presiones salariales en nuestro país son bastante fuertes. En la medida en que el salario mínimo español (y el castellano-leonés) se ubica en un tramo elevado de la curva de demanda de trabajo, cabe esperar una elasticidad mayor.

<sup>20</sup> Únicamente se presentan los resultados incluyendo por separado la variable tendencial y las estacionales porque los ajustes en que estas variables sinteraccionan han producido resultados muy similares.

**CUADRO 3**  
**Variable dependiente:  $\ln(\text{ACT}_{16-19}/\text{P}_{16-19})$**

| Variable                          | Coefficiente<br>(Estadístico t) |
|-----------------------------------|---------------------------------|
| Constante                         | 1,746<br>(1,018)                |
| $\ln \text{SM}$                   | -0,273<br>(1,767)               |
| $\ln V$                           | -0,024<br>(0,346)               |
| $\ln (\text{P}_{16-19}/\text{P})$ | -0,533<br>(0,853)               |
| t                                 | -0,011<br>(2,507)               |
| $Q_3$                             | 0,092<br>(6,691)                |
| $R^2$ aj.                         | 0,868                           |
| Desviac. típ. regresión           | 0,047                           |
| S.C.E.                            | 0,040                           |
| F                                 | 24,516                          |

del 5 por ciento. Más específicamente, un aumento de un 1 por ciento en el salario mínimo relativo, reduce la participación de los adolescentes en un 0,27 por ciento. Este resultado parece poco coherente con las predicciones del modelo tradicional. Un incremento del salario mínimo debería atraer más adolescentes al mercado laboral y, en consecuencia, aumentar la tasa de actividad. No obstante, debe recordarse (como se ha apuntado en el apartado 2.1) que existe un efecto desánimo.

En el caso castellano-leonés se ha comprobado con anterioridad que el salario mínimo reduce las posibilidades de encontrar empleo para los más jóvenes. Estos llegan a la conclusión de que no merece la pena dedicar tiempo y esfuerzo a buscar un empleo; o bien, tras un periodo infructuoso de búsqueda, optan por retirarse del mercado laboral y reingresar en el sistema educativo. El resultado final es que el efecto desánimo sobrecontrarresta la mayor participación inducida por el incremento salarial<sup>21</sup>.

En Estados Unidos existe evidencia de que se produce una situación similar. Mincer (1976), Brown, Gilroy y Kohen (1983) y Wellington (1991), entre otros, estiman que el efecto final del salario mínimo sobre la participación de la fuerza de trabajo es de signo negativo.

En segundo lugar, hay que apuntar que la variable cíclica y la de oferta son poco significativas. Por lo que respecta a la primera variable, a pesar de que en las etapas

<sup>21</sup> Hasta el momento actual, no se ha encontrado para todo el territorio nacional una evidencia empírica semejante.

expansivas del ciclo económico cabe esperar un efecto desánimo más reducido, la alta tasa de desempleo juvenil existente en el periodo analizado en esta región (en torno al 50 por ciento) *desanima* a los jóvenes, incluso en los periodos más *prósperos*. Respecto a la variable de oferta, no resulta significativa, presumiblemente, porque un incremento relativo de la población entre 16 y 19 años no ha de materializarse necesariamente en una mayor oferta de mano de obra.

Del mismo modo que en el apartado anterior, se han llevado también a cabo estimaciones similares para la población entre 20 y 24 años. En ninguna de ellas se ha encontrado soporte empírico para sostener que la tasa de actividad de este grupo responde a las variaciones del salario mínimo. Es decir, el efecto desánimo es inferior que para el grupo de adolescentes, como cabía esperar.

## 5.- CONCLUSIONES.

Se resumen en este apartado las principales cuestiones tratadas en la presente Comunicación y se destacan las conclusiones más relevantes.

En el apartado segundo se ha realizado una revisión del marco teórico relativo a los efectos del establecimiento de un salario mínimo sobre el empleo y la participación. En el apartado tercero se ha descrito el modelo empírico utilizado para estimar tales efectos. Es un modelo uniecuacional expresado en forma logarítmica.

En el cuarto apartado se han mostrado los resultados obtenidos en la estimación empírica con una muestra de datos trimestrales para Castilla y León que comprende el periodo 1989-1995. Estos resultados pueden resumirse del siguiente modo. Por lo que respecta a los efectos del salario mínimo sobre el empleo castellano-leonés, los ajustes efectuados sugieren que un 1 por ciento de aumento en ese salario reduce el empleo de los adolescentes entre 16 y 19 años en torno a un 0,45 por ciento. El colectivo entre 20 y 24 años también sufre estos efectos adversos, pero en menor medida. No se ha encontrado evidencia de que se produzcan efectos sobre el empleo de los adultos. Las elasticidades estimadas son menores que para el conjunto del país, lo que indica que el mercado laboral castellano-leonés es menos sensible a las fluctuaciones del salario mínimo.

Respecto a los efectos sobre la participación, ésta se reduce en el colectivo de 16 a 19 años con la imposición de un salario mínimo mayor. Ello induce a pensar que existe un importante efecto desánimo que sobrecompensa la participación más elevada que cabría esperar como consecuencia del incremento salarial. La población entre 20 y 24 años no incrementa su tasa de actividad cuando el salario mínimo aumenta.

Para finalizar, hay que señalar que sería posible estudiar también los efectos producidos sobre el desempleo. Bastaría con comparar el cambio porcentual en la participación con el cambio porcentual en el empleo, puesto que los resultados se expresan en términos de elasticidades. Si la participación laboral descendiera en el mismo porcentaje que el empleo, la tasa de desempleo no se vería afectada.

## BIBLIOGRAFÍA

- BAZEN, S. y MARTIN, J. (1991): "The Impact of the Minimum Wage on Earnings and Employment in France", OECD Economic Studies, pp. 199-221.
- 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.
- CARD, D. (1992): "Do Minimum Wages Reduce Employment? A Case Study of California, 1987-1989"; Industrial and Labor Relations Review, 46, pp. 38-54.
- CARD, D. y KRUEGER, A. B. (1994): "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania"; American Economic Review, 84, pp. 772-793.
- CARD, D. y KRUEGER, A. B. (1995): "Time-Series Minimum Wage Studies: A meta-analysis"; American Economic Review, 85-2, pp. 238-243.
- GRAMLICH, E. M. (1976): "Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes"; Brookings Papers on Economic Activity, 2, editado por Okun, A. M. y Perry, G. L.; Washington, D. C.: The Brookings Institution, pp. 409-461.
- KAITZ, H. B. (1970): "Experience of the Past: The National Minimum", en Youth Unemployment and Minimum Wages, Bulletin 1657, U. S. Department of Labor; Bureau of Labor Statistics; Washington, D. C.: G. P. O.
- KAUFMAN, R. (1989): "The Effects of Statutory Minimum Rates of Pay on Employment in Great Britain"; Economic Journal, 99, pp: 1040-1053.
- MACHIN, S. y MANNING, A. (1994): "The Effects of Minimum Wages on Wage Dispersion and Employment: Evidence from the U. K. Wage Councils"; Industrial Labor and Relations Review, 47, pp. 319-329.
- MINCER, J. (1976): "Unemployment Effects of Minimum Wages"; Journal of Political Economy, 84, pp. 87-105.
- NEUMARK, D. y WASCHER, W. (1996): "Is the Time-Series Evidence on Minimum Wage Effects Contaminated by Publication Bias?"; NBER Working Papers, 5631.
- 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.

SOLON, G. (1985): "The Minimum Wage and Teenage Employment: A Reanalysis with Attention to Serial Correlation and Seasonality"; Journal of Human Resources, 20, pp. 292-297.

STIGLER, G. (1946): "The Economics of Minimum Wage Legislation"; American Economic Review, 36, pp. 358-365.

WELLINGTON, A. J. (1991): "Effects of the Minimum Wage on the Employment Status of Youths: An Update"; The Journal of Human Resources, XXVI, pp. 27-46.