

Efectos de las variaciones en el tiempo de trabajo sobre la ocupación adolescente y juvenil en el sector industrial: un análisis regional.

Angel Luis Martín Román
Alfonso Moral de Blas
Universidad de Valladolid.

BIBLID [0213-7525 (2002); 62; 51-77]

PALABRAS CLAVE: Mercado de Trabajo, Demanda de Trabajo, Empleo Juvenil, Análisis Empírico, Análisis Regional.

KEYWORDS: Labour Market, Labour Demand, Youth Employment, Empirical Analysis, Regional Analysis.

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es doble. En primer lugar, se pretende hacer una racionalización teórica de los efectos de las modificaciones del tiempo de trabajo sobre el empleo. En segundo lugar, se lleva a cabo un análisis empírico de estas ideas sobre la ocupación laboral de los grupos de menor edad: adolescentes y jóvenes. El motivo de analizar estos grupos sociales es que, verosimilmente, su ocupación laboral es la más sensible ante cambios en las condiciones del mercado de trabajo. El ámbito sectorial de este trabajo es la industria. La dimensión espacial que se toma como referencia es la regional, estableciéndose un estudio comparado entre las diferentes Comunidades Autónomas españolas.

SUMMARY

This paper has two purposes. Firstly, we are trying to propose a theoretical rationalization of the effects of the changes of working hours over the employment. Secondly, we are trying to propose an empirical analysis of these ideas about the employment of adolescents and young people. We analyze these two social groups because their employment is the most affected when there are changes in the labour market. The particular sector of this paper is the industry. The measurement that we used is the regional one, establishing a comparative study between the different Spanish regions.

1. INTRODUCCIÓN

El fomento del empleo juvenil es una de las prioridades de la mayoría de las políticas activas de empleo implementadas por las autoridades públicas. El Consejo Europeo extraordinario que se celebró en Luxemburgo en noviembre de 1997 supone un referente básico para las políticas activas de lucha contra el desempleo. En dicho Consejo, se fija la lucha contra el desempleo juvenil como la primera directriz de los planes de empleo que deben elaborar los Estados miembros. Por otra parte, en el momento actual, existe un importante debate en torno a los efectos de una reducción de la jornada laboral sobre el empleo. Algunas opiniones enfatizan el efecto positivo que tendría la sustitución de trabajadores por horas de trabajo sobre el empleo. Otros autores, no obstante, señalan que una reducción de la jornada laboral incrementaría los costes de las empresas, lo que reduciría la competitividad de las mismas y provocaría, a su vez, una reducción del empleo.

El objetivo de este trabajo consiste en profundizar en las relaciones existentes entre el empleo juvenil y la duración de la jornada laboral, con el fin de obtener alguna conclusión que sirva de orientación para tomar medidas de política económica. Es cierto que en España no se ha producido recientemente una reducción de la jornada laboral legal máxima, como ha sucedido en Francia; sin embargo, sí que se ha observado una importante variabilidad de las horas de trabajo pactadas en la negociación colectiva, siguiendo a Hernández (1998), se puede apreciar que desde 1972 se produce una disminución progresiva del número de horas trabajadas a la semana hasta situarse en 1986 en torno a las 36, nivel que se ha mantenido hasta la actualidad. Indagando en las relaciones entre estas oscilaciones de las horas pactadas y el nivel empleo, se puede obtener alguna conclusión que nos permita establecer, con una mayor verosimilitud, los potenciales efectos que tendría una medida de reducción de la jornada laboral legal máxima. Dicho de otra forma, si logramos establecer una relación entre el tiempo de trabajo (pactado en la negociación colectiva) y el nivel de empleo - ya sea esta positiva o negativa - a partir de las series temporales que utilizamos en este trabajo, podríamos tener alguna idea de lo que ocurriría si se llevara a cabo de forma efectiva una medida de reparto de empleo.

En primer lugar, se van a exponer, de forma muy breve, los fundamentos teóricos de los efectos de una variación en la duración de la jornada laboral sobre el empleo. En segundo lugar, se lleva a cabo un análisis econométrico que aporte evidencia empírica a este respecto.

El ámbito sectorial que vamos a considerar es el de la industria, debido a que es imposible encontrar información estadística que proporcione series de suficiente longitud, para desarrollar un análisis econométrico mínimamente fiable, en otros sectores. Para el sector industrial existe una fuente estadística que proporciona

información sobre el número de horas trabajadas desde 1978; esta fuente nos permite disponer de una serie suficientemente amplia para realizar las regresiones que planteamos en este trabajo.

La cuestión del reparto de trabajo como medida contra el desempleo tiene una larga tradición en la historia del pensamiento económico. Podría decirse que esta idea comienza a forjarse, ya de forma muy precisa, en la obra de Senior (1830). Ya más recientemente, existen varios trabajos, que podríamos denominar clásicos que han abordado esta cuestión. Feldstein (1967), podría decirse que es el pionero en la nueva literatura sobre el tema. Durante los años 80 se publicaron varios artículos sobre reparto de trabajo; siendo algunos ejemplos Hart (1984), Calmfors (1985), Hoel (1986), Layard y Johnson (1986), Bernake (1986), Bills (1987), Pencavel y Holmlund (1988) y Brunello (1989). También en los años 90 la literatura al respecto ha sido amplia. Algunos ejemplos que pueden citarse son: Hamermesh (1993), Hunt (1996), Hunt (1998) y Crépon y Kramarz (1999). Para el caso español, podemos destacar los trabajos de Bentolilla y Jimeno (1998) (que tratan, a un nivel descriptivo, la bondad de la reducción de la jornada como medida de reducción del desempleo), Hernandez (1998) (que considera la utilidad de esta medida, pero fundamentalmente a efectos de bienestar, siendo más escéptico sobre sus resultados desde el punto de vista del desempleo), Pérez Domínguez (1999) (que desarrolla un modelo teórico en el que se tienen también en cuenta los efectos sobre la participación laboral) y Caparrós et al. (2000) (que intenta evaluar el impacto sobre los costes de las empresas y sobre la cuenta de la Administración Pública de una medida de reducción de la jornada laboral).

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma: en el apartado 2, se lleva a cabo una racionalización teórica de los efectos de las modificaciones de la duración de la jornada sobre el empleo. En el apartado 3, se indican las fuentes estadísticas utilizadas y se explica brevemente la metodología econométrica utilizada. En el apartado 4, se presentan y se comentan los principales resultados obtenidos en el análisis empírico. Por último, en el apartado 5, se resumen las principales conclusiones obtenidas a lo largo de este trabajo.

2. MARCO TEÓRICO.

Siguiendo a Caparrós et al. (2000), podemos decir que nuestro enfoque se enmarca entre aquellos trabajos que adoptan el punto de vista de que *la duración de la jornada ordinaria de trabajo viene determinada por ley o por acuerdos laborales entre partes (normalmente como resultado de convenios laborales), de forma que ese tiempo de trabajo se toma como un factor exógeno para el empresario.*

Por otro lado, el total de horas trabajadas y el empleo se consideran como variables de control o endógenas para el empresario contratante que intenta maximizar su beneficio. Esta forma de ver la situación implica que el lado de la demanda del mercado de trabajo juega un papel dominante en el análisis.

A la hora de estudiar la demanda de trabajo de una economía es común comenzar analizando la unidad básica de decisión: la empresa. Aquí se supondrá que la empresa es precio aceptante en todos los mercados. Esto significa que toma los precios como unos parámetros determinados en el mercado de bienes y en el mercado de factores. En este sentido, se puede decir que aquí seguimos el enfoque propuesto por Sánchez Molinero (1992). Este autor defiende la postura de que los modelos de monopolio bilateral no son adecuados para representar el mercado de trabajo español. El fundamento de esta posición radica en que la negociación colectiva es muy centralizada, de forma que el precio que se fija en dicha negociación está determinado para la gran mayoría de las empresas¹. Así pues, asumimos que un empresario puede fijar el nivel de empleo que maximiza su beneficio, pero debe “aceptar” el salario fijado en la negociación colectiva. Esto significa que, aunque el precio no se determine por las fuerzas del mercado sino a través de la institución de la negociación colectiva, los agentes económicos individuales (en nuestro caso la empresa) actúan “como si fuera” competitiva.

La forma habitual de enfocar esta cuestión es suponer que la demanda de trabajo de una empresa se deriva de un programa de maximización del beneficio. Suponemos, además, que existe una jornada laboral “legal”² (fijada exógenamente

1. En palabras del propio autor: “Es obvio a partir de lo dicho hasta aquí que el mercado de trabajo español dista mucho de ser competitivo. Por tanto, uno podría verse tentado a analizarlo en términos de algún modelo, mejor o peor articulado, de monopolio sindical o tal vez de monopolio bilateral. Este enfoque no parece, sin embargo, demasiado realista. A pesar de que las negociaciones salariales están fuertemente centralizadas, y a pesar de que los contratos de trabajo en este país están sujetos a muchas restricciones legales, es legítimo pensar en términos de un modelo bastante más sencillo de oferta y demanda. Las decisiones que hay detrás de las funciones de oferta y demanda de trabajo siguen siendo decisiones atomizadas; y lo que ocurre en el mercado de trabajo español sigue siendo el resultado de la interacción de un gran número de agentes individuales. Naturalmente, estos agentes toman sus decisiones bajo unas restricciones institucionales muy específicas, que son las que imponen, fundamentalmente, las leyes laborales y la práctica de la negociación colectiva”.
2. El concepto jornada “legal” hace referencia al tiempo de trabajo máximo por persona que se fija en la negociación colectiva. Esta jornada es vinculante para la empresa. Además, si la negociación colectiva se supone muy centralizada, todas las variables que se determinan en la misma (entre ellas la duración de la jornada) serán exógenas para la empresa. El motivo de esto ya ha sido apuntado: se supone que los acuerdos firmados por los representantes de los trabajadores y de los empresarios vienen dados para los agentes económicos individuales, los cuales han de adaptarse a dichos acuerdos y no tienen la capacidad de modificarlos. Aquí no se consideran las horas trabajadas en jornada extraordinaria (al fin y al cabo un modelo es una representación estilizada de la realidad que no puede contemplar todas las complejidades de ésta), cuando se explique el análisis econométrico, más adelante, se comentará como se ha pretendido subsanar esta cuestión.

a la empresa) que determina el número de horas que puede trabajar un individuo. De este modo, la única forma que tiene una empresa de utilizar más o menos unidades de trabajo es mediante la contratación de un número mayor o menor de personas. Esto quiere decir que el número de unidades del tipo de trabajo que analizamos (por ejemplo, de baja cualificación si suponemos que son jóvenes) que emplea una empresa, L , se puede escribir del siguiente modo: $L=l \cdot h$, donde l es el número de trabajadores de cualificación baja y h es la duración de la jornada. En el caso que nos concierne, podemos plantear el programa de maximización del beneficio de la siguiente manera:

$$\max \Pi = q(l \cdot h, K) - w \cdot l \cdot h - f \cdot l - r \cdot K \quad (1)$$

donde q se refiere a la función de producción, w al salario por hora de trabajo, f a los costes fijos por trabajador, K es un índice de otros factores productivos diferentes de L^3 y r es el precio de este factor "compuesto". Además, en la expresión (1) se ha normalizado a la unidad el precio del output que produce la empresa, de esta manera eliminamos la variable "precio" de la función de beneficio. A partir de la expresión (1), si se supone que K no puede modificarse a corto plazo por el empresario, se obtiene una función de demanda de trabajadores del siguiente tipo:

$$l = l(w, h, K, A) \quad (2)$$

donde A se refiere a las condiciones institucionales en las que desarrolla su actividad la empresa. La dependencia esperada de la demanda de trabajadores respecto de w y K es ampliamente conocida en la literatura económica: se espera una relación negativa entre l y w , y una relación positiva entre l y K (siempre que se suponga, como parece razonable, L y K son factores cooperativos⁴). Tal y como se ha especificado el programa que recoge la expresión (1), se puede decir que cuanto menores (mayores) sean los costes fijos por trabajador y menor (mayor) sea la sustituibilidad entre l y K más probable es encontrar una relación negativa (positiva) entre l y h (véase apéndice 1). En resumen: el efecto de una reducción, por ejemplo, de h sobre el número de trabajadores contratados es una cuestión esencialmente empírica. A partir de esta demanda calculada para una empresa representativa, podemos obtener, mediante agregación, la demanda del sector o industria.

3. Entre estos otros factores suponemos que se encuentran otros tipos de trabajo, el capital, la energía, etc.
4. Se dice que dos factores son cooperativos cuando el aumento (reducción) en el uso de uno de ellos aumenta (reduce) la productividad marginal del otro.

$$N = \phi(w, h, K, X) \quad (3)$$

donde N es el número de trabajadores contratados y X es un vector de otras variables que pueden afectar a la evolución del empleo. Además, se espera que $\phi'_w < 0$ y $\phi'_K > 0$. Por otra parte, mediante el análisis empírico pretendemos determinar el signo de ϕ'_h .

3. FUENTES Y METODOLOGÍA ECONÓMÉTRICA.

La metodología econométrica que se va a utilizar en este trabajo es la de las series temporales. El período muestral considerado abarca desde 1978 hasta 1998 (último dato disponible en el momento de elaborar este trabajo). Antes de nada, es necesario hacer dos puntualizaciones metodológicas. La primera tiene que ver con la metodología de las series temporales propiamente dicha: el problema de las raíces unitarias y la correlación espuria entre las series. En relación a esto, es un hecho conocido que la mayoría de las variables económicas reales son integradas de orden 1 ($I(1)$); esto es, presentan una raíz unitaria. Sin entrar en detalles demasiado técnicos, si nos parece importante destacar que las regresiones entre variables $I(1)$ pueden generar problemas de correlación espuria. En otras palabras: el que dos variables presenten comportamientos sistemáticos similares puede no ser debido tanto a una relación de causalidad como a una situación de casualidad.

Este problema fue tratado formalmente por primera vez en la obra de Yule (1926). Sin embargo no se obtuvo ninguna solución que permitiera discriminar entre relaciones de tipo espurio y relaciones "reales". Granger y Newbold (1974) observaron los bajos valores que presentaba el estadístico Durbin-Watson (indicativo de una fuerte correlación residual de primer orden) asociado a regresiones espurias, y plantearon la conveniencia de estimar las relaciones entre variables tomando primeras diferencias. De esta forma, se estarían eliminando las raíces unitarias en las variables, causantes de la presencia de tendencias estocásticas.

La segunda aclaración metodológica se refiere a un problema econométrico más general: el problema de la multicolinealidad (imperfecta). Hay que tener en cuenta que el número de observaciones muestrales no es muy alto, por lo que los conocidos problemas que genera la multicolinealidad imperfecta pueden tener cierta importancia. Para evitar estos problemas, en la medida de lo posible, se han tomado dos medidas: (1) por un lado, para "maximizar" los grados de libertad de la regresión se han introducido solamente las variables que presentan una cierta significación y aumentan la bondad del ajuste; (2) por otro lado, se ha intentado conse-

guir unos regresores lo más ortogonales posible mediante la transformación, en algunos casos, de las variables, tal y como se explicará más adelante.

Así mismo, parece conveniente hacer una aclaración de carácter general. Una transformación común a todas las series que se han utilizado en este trabajo ha sido tomar las primeras diferencias a partir de la serie original. El motivo de esta transformación ya ha sido apuntado con anterioridad: a través del test *ADF* se comprueba que las series presentan una raíz unitaria (esto es, no son variables estacionarias), por lo que la utilización de los niveles de las variables puede originar relaciones espurias, lo que conlleva el problema apuntado más arriba a la hora de interpretar los coeficientes estimados (véase Apéndice 2).

Una vez solucionados los problemas referentes al tratamiento de las variables, se procede a estimar una representación empírica de la expresión (3). A continuación, pasamos a describir brevemente las variables incluidas en dicha representación empírica, las fuentes estadísticas que se han utilizado en el análisis empírico, así como los detalles de las transformaciones a las que se han sometido las series originales.

Se han llevado a cabo dos grupos de regresiones. Por una parte se ha analizado la ocupación laboral en la industria de los individuos de 16-19 años en todas las comunidades autónomas españolas y, por otra, la ocupación de las personas con edades comprendidas entre 20 y 24 años. Las variables dependientes en cada una de las dos regresiones se definen del siguiente modo:

Tasa de ocupación 16-19 años (*TO16-19*): Esta variable recoge el porcentaje de ocupados en la industria con edades entre 16 y 19 años respecto a la población total de dicha edad en cada una de las regiones españolas. Los datos proceden de la Encuesta de Población Activa (EPA). Se analiza la tasa de ocupación en lugar del número de ocupados para realizar comparaciones entre regiones con diferentes tamaños poblacionales.

Tasa de ocupación 20-24 años (*TO20-24*): Esta variable se define de idéntica forma a *TO16-19* pero para la cohorte de edad de 20-24 años. También se expresa en porcentaje.

Respecto a las variables independientes, hemos considerado, en primer lugar, tres variables cuyo significado en la regresión es evidente si se toma en cuenta la discusión teórica del apartado 2: una variable que aporta información sobre los cambios en el ciclo de la economía, otra que recoge la evolución del salario y la variable con la que medimos la duración del tiempo de trabajo de cada persona. Estas variables se explican del siguiente modo:

Ciclo económico (*CE*): Como se apuntó más arriba, se supone que la evolución de los factores productivos que se incluyen en el índice *K* es cíclica, por lo que la demanda de trabajo que analizamos aquí también debe mostrar un comportamiento cíclico. A la hora de elegir una proxy del ciclo económico se pensó en utilizar la producción agregada, pero la Contabilidad Regional de España (elaborada por el

INE) no proporciona una serie demasiado larga (concretamente desde 1980 hasta 1995, en el momento de redactar este artículo). Por este motivo se utiliza la tasa de paro de los varones de edad central (prime-aged males) como aproximación del ciclo, tal y como hacen Pencavel (1987) y Killingsworth y Heckman (1987). Siendo más precisos, se ha utilizado la tasa de paro de los varones con edades entre 25 y 54 años de la EPA (expresada en porcentaje) como indicador cíclico. Hay que apuntar que esta tasa de paro está relacionada inversamente con el ciclo económico, por lo que un signo negativo (positivo) en el coeficiente estimado de esta variable significa una evolución procíclica (contracíclica) de la ocupación.

Duración de la jornada laboral (H): Esta serie se ha elaborado dividiendo la serie Horas Trabajadas por la de Personas Ocupadas de la Encuesta Industrial (EI) y de la Encuesta Industrial de Empresas (EIE). Esta variable pretende recoger la jornada laboral normal pactada en la negociación colectiva. Entre 1992 y 1993 se produce una ruptura metodológica por el paso de una encuesta a otra. Para homogeneizar los datos de ambas fuentes estadísticas se realiza un enlace del siguiente modo: se toma la tasa de variación entre 1992 y 1993 de una proxy de la duración de la jornada en la industria procedente de una fuente estadística diferente (en nuestro caso de la serie de Número Medio de Horas por Trabajador y Mes de la Encuesta de Salarios, NES) y se aplica dicha tasa de variación a la última observación de la serie de la EI de 1992, creando el dato de 1993. Posteriormente, para obtener el dato de 1994 se aplica la tasa de variación entre 1993 y 1994 de la EIE al dato de 1993 obtenido anteriormente. El procedimiento se repite para completar la serie hasta 1998. El estudio, debido al tipo de datos del que disponemos, se ha hecho a partir de la serie de horas trabajadas. Como consecuencia de ello, y al contrario de lo que ocurriría con una serie de horas pactadas en jornada normal, hemos obtenido una variable muy afectada por el ciclo económico. En otras palabras, es verosímil pensar que las horas extraordinarias presentan un comportamiento procíclico, de forma que podría encontrarse una correlación espuria positiva entre la variable dependiente (que habitualmente también suele ser procíclica) y la duración de la jornada. Además, tras observar las series de las 17 comunidades autónomas, se apreció un claro *outlier* en 1984 para todas ellas⁵. Para eliminar, en

5. Tras ponernos en contacto con el INE se nos comunicó que esto era debido a la existencia de los llamados sectores delegados y semidelegados en la antigua Encuesta Industrial, problema que no existe en la actual Encuesta Industrial de Empresas. Esos sectores delegados y semidelegados no eran investigados directamente por el INE; es decir: no enviaba cuestionarios y no procesaba la información contenida en ellos sino que recibía una información agregada directamente de los Ministerios responsables de esas estadísticas delegadas o semidelegadas, en este caso del Ministerio de Industria. Inicialmente, la información recibida contenía únicamente algunas pocas variables y paulatinamente se consiguió que el número de variables recibidas fuera aumentando. En el caso de las horas trabajadas el cambio de método se produce en 1984.

la medida de lo posible, la influencia del ciclo (y con ella la influencia de las variaciones de la jornada extraordinaria) y de esa observación anómala sobre la variable, se realizó una regresión por MCO de la variable original, que medía la duración de la jornada laboral, contra el ciclo y una variable ficticia D84 (que toma el valor uno en el año 1984 y cero en el resto de la muestra) y se tomaron los residuos de esa regresión como proxy de la duración de la jornada pactada. En otras palabras:

$$H_t = X_t - \alpha_0 - \alpha_1 \cdot CE_t - \alpha_2 \cdot D84$$

donde X_t hace referencia a la variable original y $\alpha' = (\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2)$ es el vector de coeficientes estimados. Los datos originales sobre número de horas trabajadas, tanto en la EI como en la EIE, se refieren a miles de horas trabajadas.

Aunque desde un punto de vista teórico ya se ha defendido la exogeneidad de la variable con la que medimos la duración de la jornada, es cierto que existe una literatura elabora modelos en los que se negocian el salario y el empleo o, alternativamente, modelos *right-to-manage* en los que el salario se negocia y el empleo se determina unilateralmente por la empresa⁶. En estos modelos h es una variable endógena, que se determina conjuntamente con el número de trabajadores. Por este motivo hemos procedido a contrastar empíricamente este aspecto en nuestra base de datos. Método utilizado para realizar dicho contraste es el test de causalidad propuesto por Granger (1969)⁷. Este test determina el sentido de la causalidad entre dos variables. Si la duración de la jornada fuese endógena habría una causación del número de empleados sobre dicha duración de la jornada (a la vez que la causación inversa que intentamos medir en este trabajo). En el Cuadro 1 se presentan los resultados de dicho test. La principal conclusión que se obtiene es que con la excepción de los dos tests realizados para la Comunidad Autónoma de Baleares y, en menor medida, para Asturias y Extremadura en el caso de los jóvenes de 20 a

6. Este tipo de trabajos modelizan el mercado de trabajo mediante una *Nash Cooperative Solution*, que es simplemente una teoría explícita sobre la negociación introducida por Nash (1950). El salario resultante de la negociación maximiza el producto de la función objetivo de los trabajadores, elevada a un parámetro que representa una medida de su poder negociador, y el producto de la función objetivo de los empresarios. Formalmente:

$$\begin{aligned} \max_w & (V(w, L) - V^*)^\alpha \cdot (\Pi(w, L) - \Pi^*) \\ \text{s.a.} & : L \leq L^* \end{aligned}$$

donde V es la función objetivo de los trabajadores que depende de los salarios reales y del empleo (siendo V^* su valor de reserva) y Π es la función de beneficios de la unidad productiva donde se negocia (siendo Π^* el correspondiente valor de reserva. Un artículo que aplica este tipo de modelos para datos españoles es Jimeno (1992).

7. Agradecemos en especial los comentarios de Luis Borge González para desarrollar este apartado del trabajo.

24 años, no se puede rechazar la hipótesis nula de que el número de empleados no causan la duración de la jornada. Por tanto, se puede establecer, en general, que la duración de la jornada es exógena. Este resultado no es extraño si se tiene en cuenta como se ha medido en este trabajo la duración de la jornada. Posiblemente exista un componente discrecional para las empresas en el tiempo de trabajo: las horas extraordinarias, que podrían considerarse una variable endógena en el sentido apuntado más arriba. Sin embargo, como ya ha sido explicado, las variaciones de las horas extraordinarias (que se suponen procíclicas) se tratan de eliminar con la regresión auxiliar anterior, quedándonos con una estimación de la jornada normal que, a la vista de los tests, es una variable exógena.

CUADRO 1
RESULTADOS DEL TEST DE CAUSALIDAD DE GRANGER

	TO16-19		TO20-24	
	F-estadístico	Probabilidad	F-estadístico	Probabilidad
Andalucía	1.95038	0.18475	0.23594	0.79341
Aragón	2.56248	0.11839	0.81094	0.46738
Asturias	1.74321	0.21646	2.96283	0.09000
Baleares	4.12747	0.04324	3.91040	0.04924
Canarias	0.63134	0.54866	0.17520	0.84140
Cantabria	2.26654	0.14621	0.78917	0.47644
Castilla y León	0.56856	0.58088	0.53343	0.59988
Castilla-La Mancha	1.99518	0.17862	0.08592	0.91822
Cataluña	0.63806	0.54533	0.38649	0.68760
C. Valenciana	1.77036	0.21196	0.36840	0.69940
Extremadura	0.21713	0.80792	3.17865	0.07803
Galicia	0.19263	0.82729	0.70302	0.51438
Madrid	0.73497	0.49991	0.10043	0.90520
Murcia	1.60395	0.24136	2.02024	0.17530
Navarra	0.07348	0.92957	2.16764	0.15715
País Vasco	0.46159	0.64102	0.75099	0.49283
La Rioja	1.12776	0.35579	0.01591	0.98424

Notas: La hipótesis nula es que la variable TO16-19 y TO20-24 no causan en el sentido de Granger a la variable H. El número de observaciones es 18. Software utilizado Eviews 3.0-

Fuente: Datos procedentes del Instituto Nacional de Estadística.

Salario en el sector industrial (W): En primer lugar, se ha procedido a crear las series Masa Salarial y Número de Ocupados en la Industria (en cada una de las regiones) a partir de las series de Costes de Personal y Personas Ocupadas de la EI y de la EIE respectivamente, enlazando ambas (debido a la ruptura metodológica ya comentada) tal y como se describió en el caso de la variable anterior. La variable salarial se homogeneizó empleando la serie de Remuneración de Asalariados de la Contabilidad Regional de España (CRE), mientras los ocupados se enlazan a través de la serie de Ocupados de la Industria que proporciona la EPA. Posteriormente, se creó la serie de Salario Real por Ocupado en la Industria (para cada una de las regiones), mediante la división de las dos series anteriores ya homogeneizadas, y procediendo a su conversión a pesetas constantes a través del Índice de Precios de Consumo (IPC base 1992). Además, hay que apuntar que las modificaciones en la duración de la jornada laboral pueden tener efectos sobre la variable que estamos analizando aquí. También es muy probable que la variable salarial presente un comportamiento cíclico. Para evitar la posible existencia de colinealidad entre la variable salarial con la que mide la duración de la jornada, así como con la que mide el ciclo económico, se realiza una estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de esta variable con respecto a CE y a H y se toman los residuos de dicha regresión como proxy de la variable salarial. En otras palabras:

$$W_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 \cdot CE_t - \beta_2 \cdot H_t$$

donde Y_t hace referencia a la variable salarial original y $\alpha' = (\beta_0, \beta_1, \beta_2)$ es el vector de coeficientes estimados. Los datos de la serie originaria de salario por ocupado vienen expresados en millones de pesetas.

Por último, queda por comentar el conjunto de variables que se han incluido en el vector que denominamos X en la expresión (3). En un primer momento, se introdujeron en la regresión variables de oferta como controles de los cambios que pueden producirse en el otro lado del mercado. En concreto, se incluyeron como variables de control el porcentaje que, tanto el colectivo de adolescentes, como el de jóvenes, representan dentro de la población total. Sin embargo, la significación de éstas fue muy baja y la aportación a la bondad del ajuste prácticamente nula, por lo que en la versión que se estima definitivamente se decidió eliminarlas, lo que permitió además disponer de un mayor número de grados de libertad. Por otro lado, es un hecho conocido que los cambios en la legislación laboral tienen importantes efectos sobre las decisiones en los agentes que concurren en el mercado laboral (empleados y empresarios). Por este motivo, se introdujeron como variables de control dos variables ficticias institucionales que pretenden recoger aspectos cualitativos de las modificaciones en las condiciones de contratación laboral de los más jóvenes. Estas dos variables se explican del siguiente modo:

Dummy D80: Variable que toma el valor uno en el año 1980 y cero para el resto de la muestra. Esta variable mide el efecto que tuvo la aprobación del Estatuto de los Trabajadores, así como su aplicación, sobre la contratación de los colectivos laborales a los que nos referimos.

Dummy D85-86: Esta variable ficticia toma el valor uno en los años 1985 y 1986 y cero en el resto de la muestra. Con ella se pretende medir el efecto de la utilización masiva por parte de las empresas de los contratos de duración determinada⁸, o contratos a término. Incluimos esta variable porque, cómo han mostrado algunos autores, los jóvenes son los principales destinatarios de este tipo de contratos⁹.

Por último, hay que señalar que para corregir los efectos de la heteroscedasticidad en la regresión se ha utilizado el método propuesto por White (1980). Algunos detalles de este método se recogen brevemente en el apéndice 3.

4. RESULTADOS

Con el análisis empírico que presentamos en esta sección, hemos pretendido determinar, mediante un análisis econométrico, cuales son los efectos de los cambios en los principales factores que afectan a la tasa de ocupación de los colectivos de personas más jóvenes del mercado laboral español dentro del sector industrial en las diferentes Comunidades Autónomas españolas. Los resultados de la estimación econométrica a los que nos referimos aparecen recogidos en los Cuadros 2 y 3. El Cuadro 2 muestra los resultados de la estimación para los jóvenes con edades comprendidas entre 16 y 19 años; mientras que el Cuadro 3, muestra lo que ocurre cuando analizamos a los individuos de edades comprendidas entre 20 y 24 años.

Comencemos comentando la regresión de los jóvenes de 16 a 19 años (Cuadro 3). Lo primero que se puede destacar es el signo negativo de la variable Ciclo Económico para todas las regiones analizadas. Este signo es el esperado según la discusión teórica previa¹⁰. Además, también debemos destacar que esta variable presenta un elevado nivel de significación para la mayoría de las Comunidades Autónomas: únicamente Asturias y Murcia presentan t-ratios claramente despreciables.

8. A este respecto puede consultarse Cebrian et al. (1996) y Pérez Domínguez (1994).

9. En Alba Ramírez (1992) se señala que ... *cuando en un trabajador se dan las circunstancias de joven y con pocos estudios, empleado en el sector privado, la probabilidad de que se encuentre con un contrato de los llamados fijos es muy baja.*

10. Téngase en cuenta, como ya se advirtió anteriormente, que un signo negativo en el coeficiente estimado de esta variable supone un comportamiento procíclico de la misma, puesto que hemos utilizado una tasa de paro como proxy del estado cíclico de la economía.

CUADRO 2.
COEFICIENTES ESTIMADOS DE LA ECUACIÓN DE OCUPACIÓN
(16-19 AÑOS).

	C	CE	H	W	D80	D8586	R ²
Andalucía	-0.163 (-1.6)	-0.124*** (-5.1)	5.623** (2.6)	-3.850*** (-9.2)	-0.703*** (-6.5)	-0.021 (-0.1)	0.81
Aragón	-0.437 (-1.3)	-0.788*** (-3.8)	12.766* (1.8)	4.193 (1.4)	-2.781*** (-8.9)	0.139 (0.2)	0.71
Asturias	-0.241 (-1.6)	-0.081 (-0.9)	0.447 (0.1)	0.754 (0.6)	-1.287*** (-5.6)	0.909*** (6.4)	0.44
Baleares	-0.655 (-1.5)	-0.314 (-1.5)	12.699 (1.6)	-5.830 (-1.3)	-2.192** (-2.2)	0.980 (1.2)	0.48
Canarias	-0.215* (-1.9)	-0.077 (-1.5)	1.376 (0.7)	-1.794 (-1.4)	0.243* (1.7)	0.410* (1.7)	0.36
Cantabria	-0.082 (-0.3)	-0.214 (-1.6)	6.908 (1.4)	-1.376 (-0.7)	0.871*** (3.3)	-0.452 (-1.0)	0.25
Castilla y León	-0.398** (-2.2)	-0.172 (-1.3)	1.072 (0.2)	-4.659*** (-4.3)	-0.575** (-2.3)	0.968** (2.3)	0.47
Castilla-La Mancha	-0.228 (-0.7)	-0.569** (-2.5)	11.647 (1.5)	1.479 (0.3)	2.041*** (3.2)	-0.681 (-0.6)	0.39
Cataluña	-0.856** (-2.3)	-0.735*** (-3.9)	25.068 (1.2)	2.724 (0.7)	-3.175** (-2.6)	1.575*** (3.8)	0.72
C. Valenciana	-0.812* (-1.8)	-0.658*** (-4.1)	1.503 (0.1)	5.758 (0.9)	-3.974*** (-4.2)	2.251*** (4.2)	0.65
Extremadura	-0.140 (-0.6)	-0.121** (-2.2)	1.608 (0.4)	-3.074 (-0.8)	-1.379*** (-4.7)	0.122 (0.3)	0.36
Galicia	-0.326* (-1.9)	-0.192 (-1.4)	1.736 (0.2)	2.960 (0.9)	-0.982* (-2.0)	0.755 (1.1)	0.26
Madrid	-0.273 (-1.6)	-0.249** (-2.5)	-6.617 (-1.4)	1.505 (0.7)	-3.281*** (-9.6)	0.525** (2.4)	0.75
Murcia	-0.403 (-0.7)	-0.098 (-0.5)	7.765 (0.8)	-26.406** (-2.0)	-5.339*** (-3.9)	0.063 (0.1)	0.65

Continúa...

CUADRO 2.
COEFICIENTES ESTIMADOS DE LA ECUACIÓN DE OCUPACIÓN
(16-19 AÑOS)
(Conclusión)

	C	CE	H	W	D80	D8586	R ²
Navarra	-0.244 (-0.9)	-0.852*** (-5.2)	9.049 (1.4)	-3.005 (-1.1)	-1.945*** (-3.5)	-0.580 (-1.3)	0.69
País Vasco	-0.274 (-0.8)	-0.309* (-1.9)	14.786 (1.1)	0.102 (0.1)	0.367 (0.4)	-0.570 (-0.8)	0.21
La Rioja	-0.968* (-1.8)	-1.191*** (-4.5)	3.612 (0.3)	7.517* (1.7)	-0.001 (-0.1)	0.188 (0.1)	0.61

Nota: Debajo del coeficiente estimado, se presenta (entre paréntesis) su t-ratio asociado. Los asteriscos al lado de los coeficientes indican el grado de significación de la variable: ()<10%, (**)<5% y (***)<1%.*

Fuente: Datos procedentes del Instituto Nacional de Estadística.

El coeficiente estimado de la variable que recoge el número de horas trabajadas tiene una importancia singular, dado el objetivo principal de este trabajo. Los datos revelan un efecto claramente positivo sobre la tasa de ocupación para la mayoría de las Comunidades Autónomas (aunque en algunos casos las estimaciones presentan un t-ratio muy bajo). Así, en regiones como Andalucía y Aragón se ha estimado una clara relación positiva entre la duración de la jornada y la ocupación juvenil, significativa a unos niveles en torno al 5%. También podríamos destacar otro conjunto de regiones en las que también se ha estimado una relación positiva entre la duración del tiempo de trabajo y la ocupación pero con un nivel de significación algo menor (en torno al 15%): Baleares, Cantabria, Castilla-La Mancha y Navarra. En el lado opuesto, esto es, en el caso de las regiones que muestran una relación negativa entre el tiempo de trabajo y la ocupación, la única Comunidad Autónoma que presenta un signo estimado negativo con unas mínimas garantías de precisión estadística es la Comunidad de Madrid. La variable con la que recogemos la evolución salarial presenta un signo negativo, tal y como predice la teoría, con nivel de significación de al menos un 10% para las regiones de Andalucía, Castilla y León y Murcia. En todas ellas, vemos como los aumentos salariales tienen un efecto negativo sobre la tasa de ocupación, efecto que es especialmente importante para el caso de la región murciana. En el lado opuesto se encuentra La Rioja, en la cual el signo estimado para la variable

11. Un modelo de mercado trabajo monoposonístico (por ejemplo Dolado et al. (1997)) predice este resultado.

salarial es positivo y significativo a un nivel del 10%¹¹. En el resto de las comunidades esta variable no presenta un nivel de significación demasiado elevado, por lo que los signos estimados no poseen el nivel mínimo exigido de precisión estadística.

Estos resultados indican que, por ejemplo, una medida de fomento del empleo consistente en una reducción de la jornada laboral, tal y como se propone actualmente desde algunos sectores de la economía, lejos de aumentar la tasa de ocupación, lo que provocaría es, en general, una reducción del empleo de las personas con edades entre 16 y 19 años en la mayoría de las regiones españolas.

Las variables ficticias que introducimos en el modelo se muestran, en general, muy significativas. La D80, que refleja el efecto de la aprobación del Estatuto General de los Trabajadores, presenta elevados t-ratios para la mayoría de las Comunidades Autónomas. En la mayor parte de los casos el signo estimado es negativo, la excepción son Canarias, Cantabria y Castilla-La Mancha. Debido a esto, se puede concluir que las medidas que incluía dicho Estatuto tuvieron un efecto negativo sobre la ocupación de los adolescentes en la mayor parte de las regiones españolas. La otra variable ficticia introducida en el modelo es la D85-86. Esta variable presenta un signo positivo con un alto grado de significación para varias regiones españolas (fundamentalmente Asturias, Cataluña y Comunidad Valenciana), mientras que ninguno de los coeficientes estimado con signo negativo alcanza los límites mínimos exigidos de precisión estadística. La conclusión que se obtiene es, pues, bastante clara: la introducción de los contratos a término ha tenido un impacto positivo sobre la ocupación adolescente¹² para el común de las Comunidades Autónomas.

Si nos referimos a lo que ocurre con el conjunto de las regresiones, podemos apreciar que son Andalucía y Aragón las que nos proporcionan los mejores resultados, llegando a superar el coeficiente de determinación el 80% en el caso de Andalucía. Además, todas las variables que nosotros consideramos más importantes en este modelo, y en especial la que recoge la duración de la jornada, presentan niveles de significación superiores al 10% (y del 5% para el caso de Andalucía). Por lo tanto, son estas las Comunidades donde más claramente podemos apreciar el efecto negativo de la reducción de la jornada sobre el nivel de desempleo de los adolescentes.

Pasemos ahora a explicar los resultados obtenidos para los jóvenes con edades comprendidas entre 20 y 24 años. Éstos se recogen en el Cuadro 3. El primer dato que podemos destacar, al igual que ocurría para los adolescentes, es el signo negativo y significativo que tiene la variable con la que aproximamos el ciclo económico sobre la tasa de ocupación en la mayoría de las Comunidades Autónomas. Por otro lado, la variable salarial deja de ser significativa para la casi totalidad de las

12. Esta afirmación pertenece al ámbito de la economía positiva. Entrar a considerar si ese tipo de contratos es malo (o bueno) debido a la inestabilidad en la contratación que conlleva pertenece al ámbito de la economía normativa, y esto se aparta del objetivo de este trabajo.

Comunidades Autónomas; únicamente encontramos la excepción de Andalucía, que sigue manteniendo una clara relación negativa entre el nivel salarial y la tasa de ocupación.

Por lo que se refiere a la variable central de nuestro estudio, esto es, la que recoge la evolución de las horas trabajadas, encontramos aspectos comunes, pero también discrepancias con respecto a las regularidades empíricas observadas en el caso de los adolescentes. En primer lugar, podemos apreciar que se mantiene la relación positiva entre el número de horas trabajadas y la tasa de ocupación para todas las Comunidades Autónomas que presentan resultados significativos. Por otro lado, y si lo comparamos con el estudio hecho para los adolescentes, podemos apreciar la presencia de un mayor número de regiones con signo negativo en esta variable, aunque el bajo nivel de significación que presentan los coeficientes de estas regiones no nos permite obtener conclusiones muy destacadas al respecto.

CUADRO 3.
**COEFICIENTES ESTIMADOS DE LA ECUACIÓN DE OCUPACIÓN
(20-24 AÑOS).**

	C	CICLO	HORAS	SALARIO	D80	D8586	R ²
Andalucía	-0.106 (-0.9)	-0.138*** (-4.0)	5.392* (1.8)	-2.656*** (-4.6)	0.005 (0.1)	-0.610* (-1.9)	0.62
Aragón	-0.110 (-0.3)	-0.569*** (-2.7)	-0.071 (-0.1)	3.228 (1.1)	-1.442*** (-3.1)	0.522 (0.9)	0.39
Asturias	-0.252 (-0.7)	-0.271 (-1.3)	-3.604 (-0.4)	-0.638 (-0.2)	-1.829*** (-3.9)	0.132 (0.3)	0.20
Baleares	-0.528 (-1.0)	-0.092 (-0.4)	-6.440 (-0.8)	-2.082 (-0.3)	-4.141*** (-4.6)	2.178*** (2.7)	0.39
Canarias	-0.049 (-0.3)	-0.251*** (-3.1)	3.540 (0.6)	-2.108 (-1.3)	1.155 (1.5)	-0.121 (-0.2)	0.50
Cantabria	-0.253 (-0.6)	-0.004 (-0.1)	4.263 (0.3)	0.700 (0.2)	-2.880*** (-6.3)	-0.115 (-0.2)	0.24
Castilla y León	-0.093 (-0.3)	-0.318 (-1.4)	10.734* (1.9)	-2.382 (-0.6)	-1.799*** (-3.0)	-0.257 (-0.8)	0.43
Castilla-La Mancha	-0.126 (-0.3)	-0.531** (-2.2)	21.682** (2.2)	3.781 (0.7)	0.763 (0.8)	-0.457 (-0.4)	0.41

Continúa...

CUADRO 3.
COEFICIENTES ESTIMADOS DE LA ECUACIÓN DE OCUPACIÓN
(20-24 AÑOS)
(Conclusión)

	C	CICLO	HORAS	SALARIO	D80	D8586	R ²
Cataluña	-0.137 (-0.5)	-1.054*** (-8.4)	15.895 (1.1)	0.621 (0.1)	-0.904 (-1.2)	-1.531*** (-5.4)	0.84
C. Valenciana	-0.047 (-0.2)	-0.652*** (-3.6)	9.786 (0.7)	2.379 (0.5)	-1.405* (-1.8)	-1.236* (-1.9)	0.62
Extremadura	-0.100 (-0.4)	-0.059* (-1.9)	5.520 (1.3)	-1.214 (-0.5)	1.429*** (5.0)	-0.461 (-1.0)	0.29
Galicia	0.072 (0.3)	-0.616*** (-3.0)	-7.925 (-0.8)	2.072 (0.5)	-0.692 (-1.3)	0.723 (0.8)	0.46
Madrid	-0.352 (-1.0)	-0.385*** (-3.4)	22.731*** (2.8)	5.468 (1.5)	0.193 (0.3)	0.289 (0.5)	0.45
Murcia	-0.030 (-0.1)	-0.292 (-1.1)	-6.004 (-0.6)	-6.794 (-0.6)	-3.375** (-2.4)	-1.303 (-1.5)	0.31
Navarra	-0.365 (-0.5)	-1.162** (-2.6)	-3.257 (-0.1)	-3.598 (-0.5)	1.524 (1.3)	-0.025 (-0.1)	0.34
País Vasco	-0.380 (-0.7)	-0.783*** (-4.9)	-0.793 (-0.1)	0.503 (0.1)	0.267 (0.2)	0.490 (0.3)	0.45
La Rioja	-0.629 (-0.9)	-1.021*** (-3.0)	18.518 (0.9)	5.061 (0.6)	0.734 (0.4)	-0.315 (-0.1)	0.42

Nota: Debajo del coeficiente estimado, se presenta (entre paréntesis) su t-ratio asociado. Los asteriscos al lado de los coeficientes indican el grado de significación de la variable: ()<10%, (**)<5% y (***)<1%.*

Fuente: Datos procedentes del Instituto Nacional de Estadística.

También podemos apreciar un cambio en las Comunidades que presentan un t-ratio relevante. Dichas Comunidades ahora son: Andalucía, Castilla y León, Castilla la Mancha y Madrid. Si a éstas las sumamos Extremadura, que es la siguiente en grado de relevancia, podemos establecer que es en las regiones centrales de la península donde se estima una relación positiva entre ocupación y tiempo de trabajo de forma más precisa.

Por último, vamos a referirnos a los resultados de las variables ficticias introducidas en el modelo. Por un lado, la D80 sigue reflejando, en general, un efecto

negativo de la introducción del Estatuto de los Trabajadores sobre la tasa de ocupación. Este resultado se mantiene en la mayoría de las comunidades que poseen un mínimo de significación en este parámetro, solamente Extremadura presenta un resultado positivo y significativo de esta variable. Por otro lado, y refiriéndonos ahora a la variable D85-86, podemos apreciar que han disminuido las comunidades con t-ratios elevados con respecto a las regresiones de los adolescentes. Además, el signo estimado no es claramente positivo como en el caso anterior. Incluso algunas regiones que el caso de los adolescentes tenían un signo positivo (y significativo), presentan, en el caso de los jóvenes, un signo negativo estimado con significación estadística (por ejemplo Cataluña y Valencia). Una explicación tentativa de esta observación podría ser la siguiente: la introducción masiva de los contratos a término puede haber provocado un efecto sustitución de trabajadores jóvenes por trabajadores adolescentes en algunas regiones, debido a que estos últimos son más adecuados para este tipo de contratos, es más posible que este sea su primer empleo y por lo tanto son menos sensibles a la disminución de estabilidad que supone este tipo de contratos.

Si nos centramos nuevamente en las regresiones que nos proporcionan los mejores resultados, y nos remitimos fundamentalmente a la variable horas como centro de nuestro estudio, apreciamos que, junto a Andalucía, son ahora Castilla y León, Castilla La Mancha y Madrid las más representativas. Dentro de las que presentan este efecto negativo de la duración de la jornada sobre el empleo de los jóvenes, vuelve a ser Andalucía la que nos aporta una mejor regresión conjunta, y aunque no llega a los niveles del caso adolescente, sigue presentando un R^2 superior al 60%.

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

En este trabajo se ha buscado aportar evidencia empírica que pueda añadir algo de luz a la controversia existente en torno a la reducción de la jornada laboral como medida de fomento del empleo. Los resultados de nuestro estudio muestran que, tanto para los jóvenes como para los adolescentes, y para la mayoría de las regiones españolas con un cierto nivel de significación, existe una relación positiva entre la ocupación y la duración de la jornada laboral. Esto significa que una medida consistente en la reducción de la jornada laboral no tendría un efecto positivo sobre el nivel de ocupación sino todo lo contrario.

En lo referente al resto de variables recogidas en el modelo, encontramos un signo claramente definido para el ciclo y los salarios; signo que nos viene a corroborar el carácter procíclico de la ocupación y el efecto negativo que sobre ella tiene la variable salarial. Si ahora estudiamos los coeficientes de las variables que intentan recoger el impacto de los cambios institucionales producidos, los resultados ya no

son tan claros. Por un lado, la aprobación del Estatuto General de los Trabajadores (D80) favorece fundamentalmente a los jóvenes, afectando negativamente la situación de los adolescentes en casi todas las Comunidades Autónomas. Por otro, la introducción de los Contratos a término (D8586) es favorable para el grupo más joven de nuestro mercado laboral que es el principal beneficiario de su aplicación, mientras que para los jóvenes no presenta un efecto claro que podamos resaltar.

APÉNDICE 1

La función de beneficio que consideramos es

$$\Pi = q(l \cdot h, K) - w \cdot l \cdot h - f \cdot l - r \cdot K \quad (\text{A.1})$$

Además suponemos, como suele ser habitual, que las productividades marginales son positivas y decrecientes ($q_i > 0$ y $q_{ii} < 0 \forall i=L, K$), que los factores son cooperativos ($q_{ij} > 0 \forall i, j=L, K$) y que se cumple la siguiente condición: $|q_{ij}| > q_{ij} \forall i, j=L, K$.

Aceptados estos supuestos, las condiciones de primer orden de máximo son necesarias y suficientes. Dichas condiciones se pueden escribir del siguiente modo:

$$\frac{\partial \Pi}{\partial l} = q_L \cdot h - w \cdot h - f = 0 \quad (\text{A.2})$$

$$\frac{\partial \Pi}{\partial K} = q_K - r = 0 \quad (\text{A.3})$$

A partir de las expresiones (A.2) y (A.3) llegamos a la siguiente condición de óptimo:

$$\frac{q_L}{q_K} = \frac{w + f}{r} \quad (\text{A.4})$$

Para dar respuesta a la pregunta que nos hemos planteado (esto es: ¿cómo afectan las variaciones de h al empleo?), estudiamos cómo se modifica la expresión (A.4) ante variaciones exógenas de h (suponiendo que nos movemos a lo largo de una isocuanta determinada). Si derivamos (parcialmente) respecto de h ambos lados de la expresión (A.4) obtenemos lo siguiente:

$$\frac{\partial \left(\frac{q_L}{q_K} \right)}{\partial h} = \frac{q_{LL} \cdot l \cdot q_K - q_{KL} \cdot l \cdot q_L}{q_K^2} < 0 \quad (\text{A.5})$$

$$\frac{\partial \left(\frac{w + \frac{f}{h}}{r} \right)}{\partial h} = \frac{-f \cdot r}{h^2 \cdot r^2} < 0 \tag{A.6}$$

donde la expresión (A.5) representa la variación del lado izquierdo de (A.4) y la expresión (A.6) la del lado derecho de (A.4). Analicemos, a modo de ejemplo, las condiciones que deben darse para que una reducción de la jornada laboral produzca una reducción de l . Se sigue que una reducción de h aumentará l en el caso contrario.

Para que una reducción de h reduzca l , tiene que ocurrir que (A.6) sea mayor en valor absoluto que (A.5). Si ocurre esto tras una reducción de h , el lado izquierdo de (A.4) es menor que el lado derecho. Para restablecer la igualdad (A.4) el empresario debe modificar el número de trabajadores contratados (y/o la cantidad de K). Como puede comprobarse fácilmente, el lado derecho de (A.4) no depende de l . Se sigue que la única forma de equilibrar de nuevo la expresión (A.4) es incrementar el lado izquierdo. Para ello, hay que reducir l , puesto que el lado izquierdo de (A.4) es una función decreciente de l como lo prueba la siguiente expresión:

$$\frac{\partial \left(\frac{q_L}{q_K} \right)}{\partial l} = \frac{q_{LL} \cdot q_K \cdot h - q_{KL} \cdot q_L \cdot h}{q_K^2} < 0 \tag{A.7}$$

¿De qué depende que (A.6) sea mayor en valor absoluto que (A.5)? Comencemos haciendo unas definiciones previas:

$$A = \left| \frac{-f \cdot r}{h^2 \cdot r^2} \right| \quad B = \left| \frac{q_{LL} \cdot l \cdot q_K - q_{KL} \cdot l \cdot q_L}{q_K^2} \right| \tag{A.8}$$

donde A es igual a (A.6) en valor absoluto y B es la expresión (A.5) también en valor absoluto. A partir de las expresiones recogidas en (A.8) podemos inferir lo siguiente:

$$A > B \Leftrightarrow \frac{f \cdot r}{h^2 \cdot r^2} > \frac{q_{KL} \cdot l \cdot q_L^2 - q_{LL} \cdot l \cdot q_K \cdot q_L}{q_K^2 \cdot q_L} \tag{A.9}$$

$$A < B \Leftrightarrow \frac{f \cdot r}{h^2 \cdot r^2} < \frac{q_{KL} \cdot l \cdot q_L^2 - q_{LL} \cdot l \cdot q_K \cdot q_L}{q_K^2 \cdot q_L}$$

$$\sigma_{KL} = \frac{q_L \cdot q_K}{q \cdot q_{KL}}$$

Si suponemos que la función de producción es linealmente homogénea y utilizamos el concepto de elasticidad de sustitución de Allen (1938), s_{KL} , que se define del siguiente modo:

podemos escribir la expresiones (A.9) como:

$$A > B \Leftrightarrow \frac{f \cdot r}{h^2 \cdot r^2 \cdot l} > \frac{q_L^2}{\sigma_{KL} \cdot q \cdot q_K} - \frac{q_{LL}}{q_K} \quad (\text{A.10})$$

$$A < B \Leftrightarrow \frac{f \cdot r}{h^2 \cdot r^2 \cdot l} < \frac{q_L^2}{\sigma_{KL} \cdot q \cdot q_K} - \frac{q_{LL}}{q_K}$$

A partir de (A.10) es evidente que cuanto mayor sea f y mayor sea s_{KL} más probable es que A sea mayor que B . En resumen: cuanto mayores (menores) sean los costes fijos por trabajador y mayor (menor) sea la sustituibilidad entre l y K más probable es encontrar una relación positiva (negativa) entre l y h .

APÉNDICE 2

El objetivo de este apéndice es establecer el orden de integrabilidad de las series que vamos a utilizar en el análisis econométrico. Para obtener unos conocimientos básicos sobre el tema de las raíces unitarias pueden consultarse, por ejemplo, los trabajos de Dolado et al. (1990), Campbell y Perron (1991) y Holden y Perman (1994). Para determinar si una serie posee una raíz unitaria, vamos a utilizar la metodología propuesta por Dickey y Fuller (1979, 1981). Unos contrastes alternativos a los propuestos aquí pueden encontrarse en los trabajos de Phillips (1987) y Phillips y Perron (1988).

La teoría econométrica establece que si una variable x_t es integrada de orden n , $x_t \rightarrow I(n)$, al tomar su primera diferencia la variable se transforma en una variable de un orden de integrabilidad menor, $\Delta x_t \rightarrow I(n-1)$. En la literatura econométrica se ha establecido con bastante frecuencia que, en general, las variables económicas reales son $I(1)$, mientras que las variables monetarias son $I(2)$. En este trabajo todas las variables son reales, por lo que esperamos encontrar variables $I(1)$ en niveles. Para obtener variables estacionarias, es decir $I(0)$, solamente hay que tomar sus primeras diferencias.

A efectos prácticos, y con el fin de hacer comprensibles los resultados que se presentarán a continuación, procedemos a dar una breve explicación para la interpretación de los mismos. En un primer paso, se realiza el test propuesto por Dickey y Fuller (1981), conocido como *Augmented Dickey-Fuller (ADF)*, para determinar la presencia de raíces unitarias en los niveles de las variables. Si el valor del estadístico ADF es menor que el de los valores tabulados por McKinnon (1991) para diferentes niveles de significación, entonces se puede concluir que la variable es estacionaria. En caso contrario se toma la primera diferencia de la variable y se repite el proceso. Sin entrar en más detalles, que pueden ser consultados en la bibliografía propuesta al principio de este apéndice, podemos decir a la vista de los resultados que presentamos a continuación, que la mayoría de las variables utilizadas en este trabajo resultaron ser $I(1)$ en niveles, a un nivel de significación del 1%, pasando a ser estacionarias tras la diferenciación. Además, según se recoge en Suriñach et al. (1995), los errores referidos a la no diferenciación son más graves que los debidos a la sobrediferenciación. Los resultados de este test se presentan en el Cuadro 4.

CUADRO 4
RESULTADOS DEL TEST DICKEY-FULLER AMPLIADO

	TASA DE OCUPACIÓN				TASA DE PARO		HORAS		SALARIO	
	16 AÑOS		20 AÑOS		NIVEL	DIF.	NIVEL	DIF.	NIVEL	DIF.
Andalucía	-3.05	-2.42	-3.05	-3.06	-2.68	-2.61	-1.89	-4.33	-1.96	-3.74
	(-3.86)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.72)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)
Aragón	-3.48	-2.37	-2.07	-3.51	-2.83	-2.82	-2.17	-3.98	-2.19	-3.75
	(-4.57)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)
Asturias	-3.63	-2.87	-2.17	-4.26	-1.56	-3.15	-1.73	-4.21	-1.79	-3.51
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)
Baleares	-3.44	-3.27	-2.59	-5.01	-1.93	-2.75	-1.98	-3.64	-2.35	-3.16
	(-3.83)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.57)	(-2.71)
Canarias	-3.36	-3.45	-2.00	-3.84	-2.48	-2.28	-2.01	-3.39	-3.62	-4.06
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.71)	(-3.89)	(-2.71)	(-4.57)	(-2.71)
Cantabria	-2.66	-5.64	-2.57	-4.59	-1.97	-3.29	-1.31	-4.13	-1.93	-3.99
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-4.53)	(-3.86)
Castilla y León	-3.53	-2.69	-1.81	-3.91	-2.85	-2.06	-1.65	-4.40	-4.46	-4.92
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.57)	(-3.89)

Continúa...

CUADRO 4
RESULTADOS DEL TEST DICKEY-FULLER AMPLIADO
(Conclusión)

	TASA DE OCUPACIÓN				TASA DE PARO		HORAS		SALARIO	
	16 AÑOS		20 AÑOS		NIVEL	DIF.	NIVEL	DIF.	NIVEL	DIF.
Castilla										
La Mancha	-2.14	-2.71	-1.58	-4.19	-2.68	-2.76	-1.92	-3.50	-1.72	-4.23
	(-3.86)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.85)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.53)	(-3.86)
Cataluña	-4.14	-2.35	-2.86	-3.08	-2.06	-1.99	-1.98	-3.92	-2.40	-3.26
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.61)	(-2.71)
C.Valenciana	-3.63	-2.32	-2.19	-2.85	-3.00	-2.23	-2.49	-3.43	-2.98	-3.40
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.71)	(-4.57)	(-2.71)	(-4.61)	(-2.71)
Extremadura	-3.64	-3.97	-3.12	-6.18	-2.18	-4.46	-1.80	-4.08	-2.36	-2.60
	(-4.53)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.57)	(-2.71)
Galicia	-2.98	-3.22	-2.59	-2.30	-2.18	-2.38	-1.20	-3.82	-2.02	-3.36
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)
Madrid	-3.59	-3.36	-1.79	-3.27	-2.91	-2.64	-2.08	-4.30	-2.69	-3.54
	(-3.83)	(-2.71)	(-2.69)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.72)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.61)	(-3.86)
Murcia	-2.53	-3.54	-1.63	-3.66	-2.15	-2.56	-1.88	-4.51	-2.83	-4.44
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)
Navarra	-4.43	-3.51	-2.54	-4.32	-3.19	-2.22	-1.85	-4.47	-2.58	-3.75
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-2.71)	(-3.85)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.57)	(-3.89)
País Vasco	-6.46	-3.99	-2.98	-2.03	-3.30	-2.06	-1.78	-4.50	-1.70	-3.40
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.71)	(-3.86)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)
La Rioja	-3.28	-3.72	-3.93	-6.11	-3.00	-2.58	-4.05	-3.74	-1.69	-3.42
	(-3.83)	(-2.71)	(-3.83)	(-4.57)	(-3.86)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)	(-4.53)	(-2.71)

NOTAS: Los valores que aparecen entre paréntesis recogen los valores críticos que indican si la serie es o no estacionaria al 1%. Las diferencias en los valores críticos se deben a la inclusión de tendencias, retardos o constantes que resultaron significativos a la hora de modelizar el test.

Fuente: Datos procedentes del Instituto Nacional de Estadística.

APÉNDICE 3.

White (1980) desarrolla un método que proporciona una matriz de covarianzas de los estimadores heteroscedásticamente consistente. Dicho método proporciona las estimaciones correctas en presencia de heteroscedasticidad de forma desconocida. La matriz de covarianzas de White se puede escribir de la siguiente forma:

$$\hat{\Sigma}_w = \frac{T}{T-k} (X'X)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T u_t^2 x_t x_t' \right) (X'X)^{-1}$$

donde X es la matriz de regresores, x_t recoge el vector de regresores en cada momento t concreto, T es el número de observaciones, k es el número de regresores y u_t el residuo mínimo-cuadrático. El software utilizado es Eviews 3.0.

BIBLIOGRAFIA

- ALBA RAMÍREZ, A. (1992): "El empleo asalariado en España desde 1987 hasta 1991. Especial referencia al tipo de contrato", *Hacienda Pública Española*, 123, 4, pp. 9-25.
- ALLEN, R. G. D. (1938): *Mathematical Analysis for Economists*, Londres: McMillan.
- BENTOLILA, S. y JIMENO SERRANO, J. F. (1998): "El reparto de trabajo y la tasa de paro." *Economistas, MAR; (77.Extraordinario)*, pp 296-301.
- BERNANKE, B. (1986): "Employment, Hours, and Earnings in the Depression: An Analysis of Eight manufacturing Industries". *American Economic Review*, 76, pp. 82-109.
- BILS, M. (1987): "The Cyclical Behaviour of Marginal Cost and Price", *American Economic Review*, 77, pp. 838-855.
- BRUNELLO, G. (1989): "The employment effects of shorter working hours: an application to japanese data." *Economica*, nº 56, pp. 473-486.
- CALMFORS, L. (1985): "Working Sharing, Employment and Wages" *European Economic Review*, 27, pp. 293-309.
- CAMPBELL, J. Y. y PERRON, P. (1991): "Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots", *NBER Macroeconomics Annual (Cambridge, Mass: MIT Press)*, pp. 141-201.
- CAPARRÓS RUÍZ, A., GARCÍA CRESPO, D. y SÁNCHEZ FERNÁNDEZ, J. (2000): "La reducción del tiempo de trabajo y la creación de empleo: una aplicación al mercado de trabajo andaluz", *mimeo*.
- CEBRIÁN, I., GARCÍA C., MURO, J., TOHARIA, L. y VILLAGÓMEZ, E. (1996): Protección social y acceso al empleo, Consejo Económico y Social, Colección Estudios.
- CRÉPON, B. y KRAMARZ, F. (1999): "Working 40 hours or not working 39: Lessons from the 1981 mandatory reduction of weekly working hours." *Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper*, nº. 2158, Mayo.
- DOLADO J. J. y FELGUEROSO F. (1997): "Los efectos del salario mínimo: evidencia empírica para el caso español", *Moneda y Crédito*, 204, pp. 213-254.
- DICKEY, D. A. y FULLER, W. (1979): "Distribution of the estimators for autorregresive time series with a unit root". *Journal of American Statistical Association*, 74, pp. 427-431.
- DICKEY, D. A. y FULLER, W. (1981): "Likelihood ratio statistics for autorregresive time series with a unit root", *Econometrica*, 49, pp. 1057-1072.
- DOLADO, J. J., JENKINSON, T. y SOSVILLA-RIVERO, S. (1990): "Cointegration and unit roots", *Journal of Economics Surveys*, 4, pp. 249-273.
- FELDSTEIN, M. (1967): "Specification of the Labor Input in the Aggregate Production Function", *Review of Economic Studies*, 34, pp. 375-386.

- GRANGER, C. W. .J. (1969): "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- GRANGER, C. W. J. y NEWBOLD, P. (1974): "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.
- HAMERMESH, D. S. (1993): *Labor Demand*, Princeton University Press.
- HART, R. A. y SHAROT, T. (1978): "The short-run demand for workers and hours: a recursive model." *Review Of Economic Studies*, nº 45(2), pp. 299-309.
- HART, R. (1984): "Working Sharing and Factor Prices", *European Economic Review*, 24, pp. 165-188.
- HERNANDEZ NUÑEZ, R.(1998): *La reducción de la jornada a 35 horas*. Papeles de la fundación, nº 44, Fundación para el Análisis y los Estudios Sociales.
- HOEL, M. (1986): "Employment and Allocation Effects of Reducing the Length of the Workday", *Economica*, 53, pp. 75-85.
- HOLDEN, D. y PERMAN, R. (1994): "Unit root and cointegration for the economist". En Bhaskara, B: editor (1994), *Cointegration for the applied economist*, Londres, The Macmillan Press.
- HUNT, J. (1996): "The response of wages and actual hours worked to the reductions of standard hours." *NBER Working Papers Series*, nº 5716.
- HUNT, J. (1998): "Hours reductions as work-sharing." *Brookings Papers on Economic Activity*, vol.1, pp. 339-381.
- JIMENO, J. F (1992): "Las implicaciones macroeconómicas de la negociación colectiva: el caso español", *Moneda y Crédito*, 195, pp. 223-281.
- KILLINGSWORTH, M. R. y HECKMAN, J.J. (1987): La oferta de trabajo de las mujeres: una panorámica, en O.Ashenfelter y R.Layard, *Manual de Economía Laboral*, capítulo 2, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- LAYARD, R. y JOHNSON, G. (1986): "The Natural Rate of Unemployment: Implication and Policy" en *Handbook of Labor Economics* (Ed.) O. Ashenfelter y R. Layard, Amsterdam: North-Holland.
- MACKINNON, J. (1991): "Critical values for cointegration tests". En Engle y Granger editores (1991).
- NASH, J. J. (1950): "The bargaining problem", *Econometrica*, 18, pp. 155-162.
- PENCANEL, J. (1987): La oferta de trabajo de los varones: una panorámica, en O.Ashenfelter y R.Layard, *Manual de Economía Laboral*, capítulo 1, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- PÉREZ DOMÍNGUEZ, C. (1994): "El sistema de relaciones laborales en España: una revisión de la historia reciente", *Anales de Estudios Económicos y Empresariales*, 9, pp. 273-289.
- PÉREZ DOMÍNGUEZ, C. (1999): "Algunas predicciones sobre los efectos de la reducción de la jornada laboral legal». *III Jornadas de Economía Laboral*. Oviedo.

- PHILLIPS, P. C. B. (1987): "Time series regression with a unit root", *Econometrica*, 55, pp. 277-301.
- PHILLIPS, P. C. B. y PERRON, P. (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75, pp. 335-346.
- SÁNCHEZ MOLINERO, J. M. (1992): Relaciones laborales y mercados de trabajo: la experiencia española», *Cuadernos de Economía*, 20, pp. 385-414.
- SENIOR, N. (1830): *Three Lectures on the Rate of Wages*, Londres.
- SURIÑACH, J., ARTÍS, M., LÓPEZ, E. y SANSÓ, A. (1995): *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración*, Antoni Bosch Editor.
- WHITE, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 817-838.
- YULE, G. U. (1926): "Why do we sometimes get nonsense correlations between time series? A study in sampling and the nature of time series". *Journal of Royal Statistical Society*, 89, pp. 1-64.

Recibido, Febrero de 2001; Aceptado, Junio de 2001.