

NEGOCIACIÓN COLECTIVA Y EMPLEO: UN ANÁLISIS CON DATOS DE EMPRESAS ESPAÑOLAS

Marta Martínez Matute

Departamento de Fundamentos del Análisis
Económico e Historia e Instituciones Económicas,
UNIVERSIDAD DE VALLADOLID

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales,
Avda. Valle Esgueva, nº 6, 47011, Valladolid
e-mail: martamm@eco.uva.es
Tfno.: 983 184425 / Fax: 982 423299

RESUMEN

En este trabajo se pretende analizar empíricamente los efectos de la negociación colectiva sobre el empleo de las empresas españolas. Partimos de un modelo en el que el empleo de cada empresa depende fundamentalmente de dos variables, el nivel de producción y el coste de la mano de obra. Intentamos ver en qué medida varía la respuesta del empleo ante los cambios de estas variables según el tipo de convenio colectivo que afecte a cada empresa. Este enfoque nos permitirá analizar la influencia del tipo de convenio en la evolución del empleo a lo largo del ciclo económico.

Palabras clave: negociación colectiva, sindicatos, tipo de convenio colectivo, crecimiento del empleo, histéresis, empresas españolas.

Códigos JEL: J31, J51, J52.

1. INTRODUCCIÓN

En España la negociación colectiva está escasamente articulada entre los distintos ámbitos funcionales y regionales. La falta de flexibilidad del mecanismo mediante el que se fijan las tarifas salariales incide de manera decisiva en la vía de ajuste del empleo ante cambios en la coyuntura económica. Existe ya una amplia literatura previa en la que se analizan el efecto que tienen los distintos tipos de convenios colectivos en el empleo y el desempleo regional y sectorial (Lorences *et al.*, 1995; Pérez Infante, 2003; Bande *et al.*, 2010).

La cobertura de la negociación colectiva en España es muy alta, un dato que contrasta claramente con el nivel de afiliación sindical, de los más bajos de Europa. Además, su grado de coordinación y de centralización intermedia, donde predominan los convenios colectivos sectoriales y provinciales, es el menos propicio para adaptar los salarios la situación económica de las empresas y el que más distorsiona el funcionamiento de la economía en general (Bentolila y Jimeno, 2002; Palacio y Simón, 2002). De este modo, las tarifas salariales no reflejan bien las diferencias de cualificación y productividad y no permiten adaptar los costes laborales de una empresa a su situación específica. Si los salarios se fijan con independencia de los cambios en la productividad, el empleo puede verse afectado (Bande *et al.*, 2007). Además, Bentolila *et al.* (2010) mencionan varios factores en los que la estructura de la negociación colectiva influye, como la relación entre el crecimiento salarial y la inflación, los niveles salariales de las nuevas contrataciones, y sobre todo, la respuesta de los salarios a las perturbaciones económicas.

Por este motivo, resulta de interés el estudio del grado de respuesta del empleo a los cambios en la producción y los salarios. En este trabajo pretendemos analizar el efecto que tiene la negociación colectiva en el crecimiento del empleo de una muestra de empresas españolas. Para ello, vamos a plantear un modelo que explica la evolución del empleo en función de las variaciones en la producción y en el coste laboral, diferenciando en función del tipo de convenio colectivo que afecte a cada empresa.

Vamos a estructurar el resto del trabajo del siguiente modo. En la sección segunda se propondrá un modelo teórico que intenta explicar el comportamiento del empleo en función de dos variables, la evolución de la producción y la del coste laboral. Posteriormente se procederá a

estimar el modelo propuesto a través de cuatro especificaciones distintas, lo que se abordará en el tercer apartado. En el capítulo cuarto se presentarán los principales resultados obtenidos de la estimación y, por último, se presentarán las principales conclusiones.

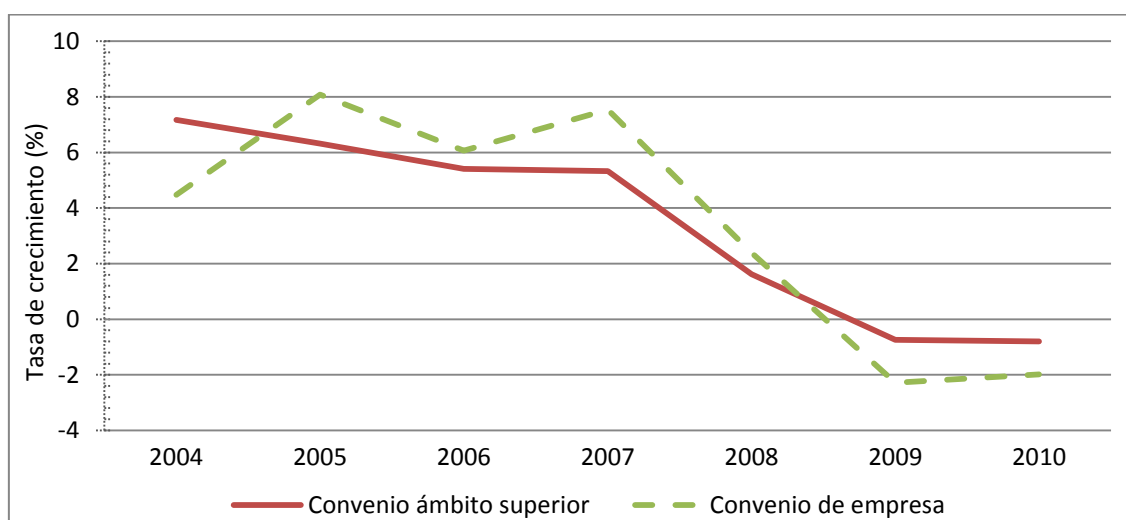
2. NEGOCIACIÓN COLECTIVA Y EMPLEO

2.1. ¿Qué efecto tiene el tipo de convenio colectivo de la empresa en la evolución del empleo?

Conviene preguntarse si el hecho de tener un convenio de empresa o un convenio de ámbito superior ha supuesto alguna diferencia en la evolución del crecimiento del empleo en España durante los últimos años. Para poder profundizar en esta cuestión, en primer lugar, se va a estudiar la evolución temporal de las tasas de crecimiento del empleo para las empresas con convenio de empresa y con convenio de ámbito superior. Esta evolución se recoge en el Gráfico 1, donde se muestran dichas tasas de crecimiento durante el periodo 2004-2010.

GRÁFICO 1

Tasa de crecimiento del empleo durante el periodo 2004-2010 de las empresas por tipo de convenio colectivo



Fuente: elaboración propia a partir de AMADEUS y Registro de Convenios Colectivos

A primera vista se observa que en las empresas con convenio de ámbito superior la tasa de crecimiento del empleo oscila menos a lo largo del periodo, es decir, se comporta de forma más

rígida. La tasa de crecimiento del empleo en las empresas con convenio propio parte de niveles inferiores en 2004, alcanzando un máximo en 2005, y posteriormente desciende, con un ligero repunte en 2007. En los últimos años, el ritmo de crecimiento del empleo en estas empresas ha sido inferior al de las restantes. Por tanto, se intuye que pese a que la dinámica del empleo sea similar en ambos grupos, existen diferencias en su dispersión que podrían esconder un comportamiento diferente entre las empresas en función del tipo de convenio colectivo que tengan¹.

En todo caso, convendría profundizar en los factores determinantes de este comportamiento puesto que, en primer lugar, las dos muestras de empresas tienen un tamaño dispar², y esto podría explicar, al menos en parte, las oscilaciones en el nivel de empleo. Por otro lado, tampoco estamos teniendo en cuenta las variaciones de la producción ni del coste laboral, que en principio tendrían que ser los principales determinantes de la evolución del empleo, como veremos más adelante. Por tanto, este efecto podría estar fuertemente influenciado por la distinta elasticidad que unas empresas y otras tengan a estas dos variables, así como por la distinta composición de las dos muestras.

Por todo esto, a continuación hemos propuesto un modelo que permitirá estimar, una vez que controlemos estos otros factores, el distinto impacto del tipo de convenio colectivo en el crecimiento del empleo, tanto en épocas de auge como en épocas recesivas.

2.1. Modelo teórico

La hipótesis de partida del modelo es que los ajustes en el empleo dependen de dos variables principales: la producción, en primer lugar, y los costes laborales, en segundo lugar. Cuanto mayor sea la producción, mayor será el empleo, en condiciones *ceteris paribus*

¹ No obstante, se han contrastado las diferencias de medias y de varianzas en la tasa de crecimiento del empleo según el tipo de convenio colectivo de las empresas. El resultado sugiere que la media de la tasa de crecimiento del empleo no difiere significativamente en función del tipo de convenio colectivo. El resultado del estadístico-t haría aceptar la hipótesis de igualdad de medias con un nivel de confianza del 99%. Sin embargo, la varianza sí que es significativamente distinta de un grupo a otro, dado que el resultado del estadístico-F permite rechazar la hipótesis de igualdad de varianzas al 99% de confianza.

² En la base de datos con la que se ha realizado este trabajo están identificadas 911 empresas con convenio colectivo de empresa y 39844 empresas con convenio de ámbito superior. Por ello, la composición de la tasa puede verse afectada por el reducido número de empresas con convenio de empresa y fluctuar más en este grupo.

(suponiendo naturalmente que el trabajo no es un factor “regresivo”). El empleo también será tanto mayor cuanto menor sea el coste laboral (también en condiciones *ceteris paribus*). Para llegar a estas conclusiones lo único que necesitamos suponer es que las empresas minimizan costes.

Esta hipótesis la podríamos expresar por medio de la función siguiente:

$$\dot{L}_{jt} = f(\dot{Y}_{jt}, \dot{W}_{jt}) \quad (1)$$

donde j indica la empresa, t el año, \dot{L} es la tasa de crecimiento del empleo de la empresa, \dot{Y} es la tasa de crecimiento de la producción y \dot{W} es la tasa de crecimiento de los salarios.

Para dar forma a esta función genérica, vamos a partir de una función de producción Cobb-Douglas del tipo:

$$Y = AK^\alpha L^\beta e^{\lambda t} \quad (2)$$

con el único requisito de que α y β sean menores que 1, lo cual permite la existencia de rendimientos a escala constantes, crecientes o decrecientes, a la vez que garantiza que las productividades marginales de ambos factores, K y L , sean decrecientes. El factor $e^{\lambda t}$ representa los efectos del progreso técnico que se supone que varía a una tasa constante, λ .

Si dividimos ambos lados de esta expresión por L , e introducimos el producto $L^\alpha L^{-\alpha}$ en el segundo miembro, obtenemos:

$$\frac{Y}{L} = AK^\alpha L^{\beta-1} L^\alpha L^{-\alpha} e^{\lambda t} \quad (3)$$

Lo cual se puede reescribir como:

$$\frac{Y}{L} = A \left(\frac{K}{L} \right)^\alpha L^{\alpha+\beta-1} e^{\lambda t} \quad (4)$$

O bien, haciendo $\frac{Y}{L} = y$, y $\frac{K}{L} = k$:

$$y = Ak^\alpha L^{\alpha+\beta-1} e^{\lambda t} \quad (5)$$

Si tomamos logaritmos, obtenemos:

$$\log y = \log A + \alpha \log k + (\alpha + \beta - 1) \log L + \lambda t \quad (6)$$

De este modo, al derivar con respecto al tiempo obtendríamos:

$$\dot{y} = \alpha \dot{k} + (\alpha + \beta - 1) \dot{L} + \lambda \quad (7)$$

donde \dot{y} , \dot{k} y \dot{L} son las tasas de crecimiento de las variables y , k y L .

Dado que $y = \frac{Y}{L}$, la tasa de crecimiento de y se puede expresar de la siguiente manera:

$$\dot{Y} - \dot{L} = \alpha \dot{k} + (\alpha + \beta - 1) \dot{L} + \lambda \quad (8)$$

Lo cual nos permite escribir:

$$\dot{Y} = \alpha \dot{k} + (\alpha + \beta) \dot{L} + \lambda \quad (9)$$

De donde se sigue que:

$$(\alpha + \beta) \dot{L} = \dot{Y} - \alpha \dot{k} - \lambda \quad (10)$$

Lo cual implica:

$$\dot{L} = \left(\frac{1}{\alpha + \beta} \right) \dot{Y} - \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right) \dot{k} - \left(\frac{1}{\alpha + \beta} \right) \lambda \quad (11)$$

Si la empresa minimiza costes, se tiene que cumplir que la Relación Marginal de Sustitución Técnica (RMgST) entre factores sea:

$$RMgST_{K/L} = - \frac{\Delta K}{\Delta L} \Big|_{Y=cte} = \frac{Y_L}{Y_K} = \frac{w}{r} \quad (12)$$

donde w es el coste del trabajo y r es el coste del capital. Si calculamos las productividades marginales de ambos factores, obtenemos:

$$Y_L = \beta A K^\alpha L^{\beta-1} e^{\lambda t} \quad (13)$$

$$Y_K = \alpha A K^{\alpha-1} L^\beta e^{\lambda t} \quad (14)$$

Esto nos permite expresar la RMgST como:

$$\frac{Y_L}{Y_K} = \left(\frac{\beta}{\alpha} \right) \left(\frac{K}{L} \right) = \frac{w}{r} \quad (15)$$

Lo cual implica:

$$k = \left(\frac{\alpha}{\beta} \right) \left(\frac{w}{r} \right) \quad (16)$$

Si tomamos logaritmos y derivamos respecto al tiempo la ecuación anterior, deducimos que la tasa de crecimiento de la relación capital-trabajo, \dot{k} , ha de ser igual a la tasa de crecimiento del ratio de los precios de los factores $\left(\frac{\dot{w}}{r} \right)$, ya que $\frac{\alpha}{\beta}$ es una constante.

Sustituyendo esta expresión en (11), obtenemos:

$$\dot{L} = \left(\frac{1}{\alpha + \beta} \right) \dot{Y} - \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right) \left(\frac{\dot{w}}{r} \right) - \left(\frac{1}{\alpha + \beta} \right) \lambda \quad (17)$$

La estimación de esta ecuación a partir de una muestra de empresas nos exigiría disponer de datos referentes a w y r . Desgraciadamente no disponemos de datos que nos permitan medir adecuadamente el coste del capital empresa por empresa. Sin embargo, esta dificultad no parece demasiado grave ya que, presumiblemente, el coste del capital suele ser bastante uniforme y no es probable que se registren diferencias muy significativas entre unas empresas y otras³. Tal vez podría haber diferencias más importantes entre sectores, pero cabe pensar que este efecto se podría captar introduciendo en la estimación *dummies* sectoriales.

Así pues, si postulamos que el coste del capital es uniforme y permanece constante, la variable relevante, en lugar de la tasa de crecimiento del ratio de los precios de los factores

$\left(\frac{\dot{w}}{r} \right)$, sería, simplemente, la tasa de crecimiento del coste laboral, \dot{w} . Entonces $\dot{k} = \dot{w}$ y la

ecuación (18) quedaría de la forma siguiente:

³ En la base de datos existen datos referentes al pago de intereses anual de cada empresa. Hemos dividido el pago de intereses por la deuda de cada empresa, año por año, con el objetivo de aproximarnos al coste de capital de cada empresa. Se puede concluir que la varianza de esta variable es igual a cero con un nivel de confianza del 99%. Por otro lado, a través de las estadísticas del Banco de España, se observa que los tipos bancarios de préstamos y créditos concedidos a sociedades no financieras han variado durante el periodo de análisis desde un mínimo del 3% a un máximo del 6% en 2008. Sin embargo, se observa una evolución temporal ligada a la evolución de la coyuntura económica, algo que no plantea excesivos problemas, dado que este hecho se podría controlar en una estimación mediante el uso de variables tendenciales, como se verá más adelante.

$$\dot{L} = \left(\frac{1}{\alpha + \beta} \right) \dot{Y} - \left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta} \right) \dot{w} - \left(\frac{1}{\alpha + \beta} \right) \lambda \quad (18)$$

De este modo, podemos expresar la tasa de crecimiento del empleo en función de la tasa de crecimiento de la producción y de la tasa de crecimiento del coste del trabajo, además de un factor λ , que refleja el progreso técnico y, de manera residual, cualquier otro “factor de cambio”.

Podrían darse tres circunstancias:

- Si hubiera rendimientos a escala constantes, se cumpliría que $\alpha + \beta = 1$, en cuyo caso el coeficiente de \dot{Y} sería igual a 1 y el de \dot{w} menor que 1 en valor absoluto.
- Con rendimientos a escala decrecientes, se cumpliría que $\alpha + \beta < 1$, el coeficiente de \dot{Y} sería mayor que 1 y el de \dot{w} menor que 1 en valor absoluto.
- Finalmente, si hubiera rendimientos a escala crecientes, se cumpliría que $\alpha + \beta > 1$, el coeficiente de \dot{Y} sería menor que 1 y el de \dot{w} menor que 1 en valor absoluto.

Si admitimos la posibilidad de que existan rendimientos a escala crecientes, en principio, tendríamos que pensar en empresas de tipo monopolístico u oligopolístico. Este supuesto resulta bastante arriesgado, sobre todo si pretendemos generalizarlo a la totalidad de las empresas de la muestra disponible. No obstante, esta dificultad se puede evitar si suponemos que los rendimientos crecientes son el resultado de economías externas asociadas a la acumulación de capital⁴. Esto lo podríamos expresar por medio de una función de producción del tipo siguiente:

$$Y = AK^\gamma K^\delta L^\beta e^{\lambda t} \quad (19)$$

Dicha función de producción es formalmente equivalente a la anterior, ya que haciendo $\gamma + \delta = \alpha$ obtendríamos la función (2). Sin embargo, la función (19) admite una interpretación muy diferente: el factor K^γ refleja los efectos de las economías externas, de tal manera que a medida que se va acumulando capital, los factores productivos (tanto K como L)

⁴ Sobre esta cuestión puede consultarse el trabajo de Arrow (1962). A partir de Arrow, esta forma de tratar las economías externas ha sido habitual en la economía del crecimiento.

resultan más eficientes. Esto quiere decir que, desde el punto de vista de la empresa, K^γ es una constante cuyo valor va cambiando con el tiempo, aunque de manera siempre impredecible. Por lo demás, podríamos suponer que $\delta + \beta = 1$, de manera que, desde el punto de vista de la empresa, la función de producción tendría rendimientos a escala constantes. En estas circunstancias, la condición para la minimización del coste sería:

$$RMgST = \frac{\beta AK^\gamma K^\delta L^{\beta-1} e^{\lambda t}}{\delta AK^\gamma K^{\delta-1} L^\beta e^{\lambda t}} = \frac{w}{r} \quad (20)$$

O bien:

$$\left(\frac{\beta}{\delta}\right)\left(\frac{K}{L}\right) = \frac{w}{r} \quad (21)$$

O bien:

$$\left(\frac{\beta}{\delta}\right)k = \frac{w}{r} \quad (22)$$

Dado que $\frac{\beta}{\delta}$ es constante, de nuevo se tiene que cumplir que $\dot{k} = \left(\frac{\dot{w}}{r}\right)$. Esto quiere

decir que, cuando la fuente de los rendimientos crecientes se encuentra en las economías externas, la tasa de crecimiento de la relación capital-trabajo $\left(\frac{K}{L}\right)$ sigue siendo igual a la tasa de crecimiento del ratio de los precios de los factores $\left(\frac{w}{r}\right)$. Si además r es constante, dicha tasa será igual a la tasa de crecimiento del coste laboral, \dot{w} , lo cual lleva de nuevo a la ecuación (18).

Centrémonos pues en la ecuación (18), que es la que describe el crecimiento del empleo. Para proceder a la estimación de dicha ecuación, la expresaremos de la manera siguiente:

$$\dot{L}_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_2 \cdot \dot{w}_{jt} + \vec{\theta}_3 \cdot \vec{S} + v_{jt} \quad (23)$$

donde $\theta_0 = -\left(\frac{1}{\alpha + \beta}\right)\lambda$, $\theta_1 = \frac{1}{\alpha + \beta}$ y $\theta_2 = -\left(\frac{\alpha}{\alpha + \beta}\right)$. En esta ecuación se ha introducido

también una serie de *dummies* sectoriales que permite diferenciar las funciones de producción

según el sector al que pertenezca cada empresa⁵. Además de esto, la introducción de estas *dummies* permite tener en cuenta factores tales como las diferencias en los costes de capital que, como se dijo anteriormente, pueden variar de unos sectores a otros (aunque la variabilidad entre empresas sea despreciable). El vector \vec{S} representa las *dummies* en cuestión, una para cada sector, y $\vec{\theta}_3$ es el vector indicativo de los coeficientes correspondientes. Con respecto a la perturbación aleatoria, v_{jt} , supondremos que $v_{jt} = \mu_{jt} + \varepsilon_{jt}$, donde μ_{jt} representa la componente específica de cada empresa y ε_{jt} es un factor aleatorio que afecta a todas las empresas por igual.

Hasta aquí la influencia de la negociación colectiva ha sido ignorada por completo. Lo que ahora se propone es la siguiente hipótesis: las decisiones de contratación (y de despido) de las empresas se ven afectadas por el tipo de convenio colectivo existente en cada caso, de tal manera que la respuesta del empleo ante las variaciones de la producción y las variaciones del coste laboral son distintas dependiendo del tipo de convenio. Para reflejar este hecho introduciremos en la ecuación (23) una variable dicotómica, C , que representa el tipo de convenio, de modo que:

$$\dot{L}_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_2 \cdot \dot{w}_{jt} + \vec{\theta}_3 \cdot \vec{S} + \theta_4 \cdot C \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_5 \cdot C \cdot \dot{w}_{jt} + v_{jt} \quad (24)$$

donde C toma el valor 0 si la empresa cuenta con su propio convenio (convenio de empresa) y el valor 1 cuando tiene que adaptarse a un convenio de ámbito superior. Se supone que el convenio de empresa representa unas condiciones bastante cercanas a lo que sería un mercado de trabajo competitivo (ausencia de restricciones o un mínimo de restricciones) y un convenio de ámbito superior todo lo contrario.

Se tienen, por tanto, las dos posibilidades siguientes:

- a) Que las empresas tengan convenios colectivos de empresa, en cuyo caso la ecuación de empleo sería la (23).

⁵ El vector de *dummies* sectoriales se ha sustituido alternativamente en otra estimación por un vector de *dummies* que representan los efectos fijos de las empresas. Para no complicar el modelo teórico, sólo haremos mención al vector sectorial, pero la especificación sería similar para el vector de empresas.

b) Que las empresas tengan convenios colectivos de ámbito superior, en cuyo caso la ecuación de empleo sería:

$$\dot{L}_{jt} = \theta_0 + (\theta_1 + \theta_4) \cdot \dot{Y}_{jt} + (\theta_2 + \theta_5) \cdot \dot{w}_{jt} + \vec{\theta}_3 \cdot \vec{S} + v_{jt} \quad (25)$$

En definitiva, estas ecuaciones nos permiten estimar el crecimiento del empleo como una función lineal en la que aparecen tres factores explicativos: el crecimiento de la producción o del valor añadido (\dot{Y}), el crecimiento del coste del trabajo \dot{w} , y la variable dicotómica C , más una constante (θ_0), que recogería los efectos del cambio tecnológico y una serie de *dummies* que reflejan los efectos fijos sectoriales.

Tanto la ecuación (23) como la (25) quedarían pues reflejadas en la ecuación (24).

3. ESTIMACIÓN DEL MODELO

3.1. Especificación econométrica

El modelo especificado con anterioridad se va a estimar econométricamente, tanto en su forma básica, como en tres variantes alternativas, con el objetivo de captar ciertos matices referentes a los efectos de la negociación colectiva en el empleo a lo largo del ciclo económico. En primer lugar, se estimará la versión básica del modelo, que es la que viene dada por la ecuación (24) (**ESTIMACIÓN 1**). En este caso, lo que nos indica la *dummy* C es que existe una ecuación de empleo distinta para cada tipo de empresa (según éstas tengan un convenio propio o estén acogidas a un convenio de ámbito superior).

En la versión básica del modelo se postula que el progreso técnico (recogido en el coeficiente θ_0) es constante, pero esto no tiene por qué ser así. Por esta razón, en la segunda versión del modelo se incluye una variable tendencial, T (definida como $T=1, \dots, 7$ para los años 2004, ... 2010), con la cual se pretende reflejar la posibilidad de que el progreso técnico no siga un ritmo constante, sino que dicho ritmo vaya cambiando con el tiempo. La variable se define como $T = 1, \dots, 7$ para los años 2004, ... 2010. También queremos considerar aquí la posibilidad de que el cambio técnico afecte de manera desigual a las empresas según el tipo de convenio que cada una de ellas tenga. Por esta razón, analizaremos el efecto conjunto de las variables T y

C introduciendo el producto de ambas como factor explicativo. Con esta variable tendencial se busca también reflejar de alguna manera los cambios habidos en el coste del capital a lo largo del tiempo. La introducción de dicha variable implica pues la redefinición del término λ como $\lambda = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot T$. En definitiva, la segunda versión del modelo se resume en la siguiente ecuación (**ESTIMACIÓN 2**):

$$\dot{L}_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_2 \cdot \dot{w}_{jt} + \bar{\theta}_3 \cdot \bar{S} + \theta_4 \cdot C \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_5 \cdot C \cdot \dot{w}_{jt} + \theta_6 \cdot T + \theta_7 \cdot C \cdot T + v_{jt} \quad (26)$$

Hasta aquí hemos considerado dos alternativas con respecto al factor de cambio λ : una que sea constante (ecuación 24) y otra que sea una función del tiempo, $\lambda = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot T$ (ecuación 26). Otra alternativa podría ser que λ tomase dos valores distintos: uno para los años anteriores a 2007 y otro para los posteriores. La razón de ser de esto es que en el año 2007 se produce un cambio estructural bastante notable en el mercado de trabajo, porque es entonces cuando se empieza a registrar una caída notable en la tasa de crecimiento del empleo, como muestra el Gráfico 1. Este hecho se podría reflejar sustituyendo la variable tendencial, T , por una *dummy*, que llamaremos E , y que hace referencia al mencionado cambio estructural, lo cual equivale a postular $\lambda = \lambda_0 + \lambda_1 \cdot E$, donde E es una variable dicotómica definida como sigue:

$$E = \begin{cases} 0, & \text{si } t = 2004, \dots, 2006 \\ 1, & \text{si } t = 2007, \dots, 2010 \end{cases}$$

La especificación econométrica correspondiente a esta nueva definición del factor de cambio será la siguiente:

$$\dot{L}_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_2 \cdot \dot{w}_{jt} + \bar{\theta}_3 \cdot \bar{S} + \theta_4 \cdot C \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_5 \cdot C \cdot \dot{w}_{jt} + \theta_6 \cdot E + \theta_7 \cdot C \cdot E + v_{jt} \quad (27)$$

La ecuación (27) será la base de nuestra **ESTIMACIÓN 3**.

Una versión adicional de este modelo es la que finalmente se ofrece en la ecuación (28), que se verá a continuación. La diferencia con la versión básica (ecuación 24) reside en lo siguiente: hemos querido tener en cuenta la posibilidad de que la dinámica del empleo sea distinta según se trate de una fase del ciclo de auge o de una de depresión, y que esta dinámica también sea distinta en función del tipo de convenio colectivo que afecte a la empresa. Para

reflejar este hecho introduciremos la variable dicotómica H , que llamaremos así en referencia al fenómeno de la histéresis y que definimos como sigue:

$$H = \begin{cases} 0, & \text{si } \dot{L}_{jt} \geq 0 \\ 1, & \text{si } \dot{L}_{jt} < 0 \end{cases}$$

Por tanto, especificamos la ecuación (28) de la **ESTIMACIÓN 4** del siguiente modo:

$$\dot{L}_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_2 \cdot \dot{w}_{jt} + \vec{\theta}_3 \cdot \vec{S} + \theta_4 \cdot C \cdot \dot{Y}_{jt} + \theta_5 \cdot C \cdot \dot{w}_{jt} + \theta_6 \cdot H + \theta_7 \cdot C \cdot H + v_{jt} \quad (28)$$

3.2. Base de datos, variables utilizadas y metodología

Todas las variables utilizadas en la estimación se han extraído de una base de microdatos de empresas, la cual se ha construido expresamente a partir de dos estadísticas existentes: el Registro de Convenios Colectivos del Ministerio de Empleo y la base de datos AMADEUS, que contiene información financiera y contable de empresas españolas extraída del Registro Mercantil.

Para construir la tasa de crecimiento del empleo (\dot{L}) se ha utilizado la variable que mide el número total de trabajadores de cada empresa en cada año. Esta variable, según se presenta en AMADEUS, tiene en cuenta el número de empleados incluidos en la nómina de la empresa, con independencia del tipo de contrato y jornada que tengan.

El coste laboral (que se utiliza para elaborar la variable que representa la tasa de crecimiento del coste laboral, esto es, \dot{w}) incluye todas las percepciones del trabajador a lo largo del año.

La tasa de crecimiento de la producción (\dot{Y}) se ha construido con dos variantes distintas, con el objetivo de ofrecer resultados alternativos: por un lado, \dot{Y}_{VA} , que identifica la producción con el valor añadido y, por otro lado, \dot{Y}_{OP} , que la identifica con los ingresos de explotación.

Hay que matizar que tanto \dot{Y} como \dot{w} están expresadas en términos reales, deflactadas por el Índice de Precios al Consumo (IPC) correspondiente a cada año, que hemos extraído del Instituto Nacional de Estadística.

Para estimar el modelo propuesto anteriormente, con sus cuatro especificaciones distintas, hemos empleado un panel de datos con dos dimensiones: empresas y años (2004-2010). Las empresas que hemos utilizado, tal y como ya se ha mencionado, son todas aquellas que presentaban datos en todas las variables para el periodo objeto de estudio.

El modelo, en sus cuatro especificaciones distintas, se ha estimado a través de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) utilizando efectos fijos sectoriales y también, alternativamente, efectos fijos de empresa⁶. Wooldridge (2010) nos indica que, si las variables explicativas son estrictamente exógenas, el estimador de efectos fijos, lo mismo que el de primeras diferencias, es insesgado. Para que el estimador de efectos fijos sea también consistente, este método exige que los errores idiosincráticos sean homoscedásticos y, sobre todo, que no haya correlación serial entre ellos a lo largo del tiempo. De acuerdo con este último requisito, el estimador de efectos fijos es insesgado y más eficiente que el de primeras diferencias, pero no necesariamente consistente. Ahora bien, si el tamaño muestral y el periodo de tiempo son suficientemente grandes, el estimador intragrupos resulta consistente y no hay necesidad de recurrir al método de variables instrumentales. En nuestras estimaciones contamos con una muestra suficientemente grande y con un período bastante amplio, de tal modo que podemos pensar que el método de estimación propuesto es correcto.

4. RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

El Cuadro 1 representa los resultados de las estimaciones correspondientes a las cuatro versiones del modelo bajo el supuesto de efectos fijos sectoriales⁷. En cada estimación se dan los resultados obtenidos cuando la producción se identifica con el valor añadido (Y_{VA}) y cuando se identifica con los ingresos de explotación (Y_{OP}).

⁶ En todas las especificaciones distintas, tras realizar el Contraste de Hausman, el resultado rechazaba la hipótesis de igualdad de varianzas y, por ello, es preferible este método de estimación a uno de efectos aleatorios, con un nivel de confianza del 99%.

⁷ Los resultados de los efectos fijos sectoriales se incluyen en el Apéndice, para facilitar la interpretación de los resultados en el texto principal.

Aparte, se presentan dos conjuntos de estimaciones alternativas del mismo modelo. En una de ellas los efectos fijos sectoriales son sustituidos por efectos fijos de empresa; en la otra, se mantienen los efectos fijos sectoriales, pero se incluye una variable adicional que es la tasa de concentración industrial de cada sector⁸, denotada como I . Cabe pensar que los procesos de concentración industrial que han afectado a las distintas industrias durante los últimos años han tenido alguna influencia sobre las decisiones de empleo de las empresas. Se trata pues de explicitar en alguna medida el contenido de los efectos fijos sectoriales. Los resultados de esta última estimación se presentan en el Cuadro 2, mientras que los de la estimación con efectos fijos de empresa se presentan en el Cuadro 3.

Todos los coeficientes estimados son significativos y tienen el signo esperado. El coeficiente de \dot{Y} es positivo y menor que 1, lo cual indica la existencia de rendimientos a escala crecientes. El coeficiente de \dot{w} es negativo y menor que 1 en todos los casos. Se puede decir, por tanto, que se cumplen las hipótesis de partida planteadas en el modelo teórico. Además, vemos que la introducción de diversos controles en las estimaciones 2, 3 y 4 va mejorando progresivamente el modelo, puesto que el coeficiente de correlación se incrementa notablemente.

Los resultados de la estimación del modelo básico indican que el coeficiente de la *dummy* C es significativo. Estos resultados se mantienen en todas las versiones y con independencia de la forma con la que hayamos estimado el modelo. Se puede decir pues que la variable que representa el tipo de convenio colectivo es relevante en nuestro modelo, explicando de forma significativa la evolución del empleo de las distintas empresas. Además, el coeficiente de correlación es más alto al introducir esta *dummy* que si estimáramos el mismo modelo sin

⁸ La tasa de concentración se ha extraído de la base de datos AMADEUS, que lo elabora internamente, suministrando un valor estándar para cada empresa en función de tres variables: la rama de actividad a la que pertenece (basándose en su código de la CNAE-09 con una desagregación de 4 dígitos), el tamaño de las empresas de esa rama, y una serie de variables que miden un ratio que depende de los ingresos de explotación, el volumen de ventas y los activos. Esta variable la hemos introducido en su forma logarítmica. Es una variable constante para las empresas de una misma rama de actividad a un nivel de 4 dígitos. Este hecho no generaría correlación perfecta al introducir también *dummies* sectoriales para cada rama de actividad (con la desagregación habitual de 2 dígitos), dado que la variable I es distinta para cada empresa en función de la rama de actividad a la que pertenezca con una desagregación de 4 dígitos.

incluirla. Esto sugiere que la respuesta del empleo a las variaciones de la demanda y del coste laboral no es la misma en todas las empresas, y depende del tipo de convenio colectivo que las afecte.

No obstante, los resultados también revelan que la reacción del empleo ante las variaciones en la producción y en el coste laboral tiene un efecto neto muy reducido⁹ en las empresas con convenio de ámbito superior. Esto se verifica al descomponer la muestra de empresas en dos grupos separados en función del convenio colectivo que afecte a las empresas, tal y como se hace en el siguiente apartado. En este caso, en la estimación del modelo para las empresas con convenios de ámbito superior, el coeficiente de correlación es considerablemente más bajo que en la estimación del modelo para las empresas con convenio de empresa. Este patrón se sigue manteniendo en las distintas versiones del modelo.

Como se ha mencionado anteriormente, el factor que representa el convenio colectivo es determinante en la explicación de la evolución del empleo, en cuanto que el comportamiento de éste es significativamente distinto en función del tipo de convenio colectivo que afecta a la empresa. Para confirmar que los parámetros estimados para unas y otras empresas son distintos se ha realizado un contraste paramétrico de Wald. El resultado es que, tanto los coeficientes de la producción como los coeficientes del coste laboral, son significativamente distintos en las empresas con convenio de ámbito superior y en las de convenio de empresa¹⁰.

En la estimación segunda habíamos introducido una tendencia aditiva y multiplicativa por el tipo de convenio. Los resultados mantienen el mismo patrón que en el modelo básico, por lo que no vamos a extendernos en ello. Sin embargo, el coeficiente de correlación se incrementa al incluir la tendencia. Su coeficiente resulta negativo y significativo. En el caso de la tendencia multiplicativa por la *dummy* que representa el tipo de convenio, este coeficiente es también

⁹ El efecto de las variaciones de la producción y del coste laboral sobre el crecimiento del empleo en empresas de ámbito superior es reducido pero distinta de cero. Hemos realizado un Contraste de Wald para contrastar si los coeficientes θ_1 más θ_4 son o no nulos (así como si θ_2 más θ_5 lo son). El resultado es que se rechazaría la hipótesis nula de igualdad a cero de la suma de ambos coeficientes, y por tanto, se puede decir que aunque sean muy próximos a cero, son significativamente distintos de cero.

¹⁰ Con un nivel de confianza del 99% con el estadístico de la Chi-2, la hipótesis nula de igualdad de los coeficientes, tanto de la producción como del coste laboral, de las empresas con convenio de ámbito superior y con convenio de empresa, se rechaza en todos los casos (cualquiera que sea el método de estimación o la especificación concreta).

negativo aunque poco significativo. Pero si observamos las regresiones auxiliares, aquí dicho coeficiente también tiene signo negativo y significativo. Esto nos estaría confirmando que el empleo en las empresas de convenios de ámbito superior ha seguido una tendencia más negativa que en las otras empresas durante el periodo 2004-2010.

En la tercera estimación introducíamos una *dummy* que controlaba el cambio estructural que tuvo lugar a partir de 2007. Los resultados de las principales variables no tienen cambios notables respecto a las anteriores especificaciones. Cabe destacar lo que ocurre con la *dummy* introducida. En este caso, la *dummy* afecta al crecimiento del empleo de forma negativa. Es decir, existe una significativa desaceleración del empleo desde 2007. Además, esta *dummy* presenta un valor negativo y muy superior en las empresas con convenios de ámbito superior, lo que hace pensar que en este caso el empleo se desacelera mucho más desde 2007. Esto quiere decir que la crisis ha desacelerado más el empleo de las empresas con convenio colectivo de ámbito superior que el de las empresas con convenio de empresa.

Cuando analizamos la cuarta especificación, se encuentran quizá los resultados más interesantes. En este caso, lo que estamos analizando es si existe un efecto diferenciado en función del tipo de convenio cuando la empresa entra en recesión. En las empresas con convenios superiores, el crecimiento del empleo responde de forma más negativa a los periodos recesivos que en las empresas con convenios de empresa. Con independencia de los controles introducidos en el modelo (el modelo fundamental con *dummies* sectoriales o las regresiones auxiliares), este efecto más negativo del empleo de las empresas con convenio superior se repite. Al introducir el índice de concentración (Cuadro 2), el impacto negativo se encuentra en torno a un 7% más negativo, mientras que al controlar por empresas (Cuadro 3), el impacto negativo se sitúa en torno a un 20% más negativo.

Por tanto, tal cual afirmábamos anteriormente, los ajustes en el empleo son más sensibles a las fluctuaciones en la producción y en el coste laboral en las empresas con convenio de empresa. Esta conclusión estaría en consonancia con lo que afirman Bertola *et al.* (2010) al comprobar que el ajuste salarial es menos frecuente en empresas con convenios de ámbito superior al de empresa. Tal y como se demuestra, el empleo se desacelera más en épocas

recesivas en las empresas con convenios de ámbito superior. Se puede pues demostrar que aunque las fluctuaciones del empleo en las empresas con convenios de empresa sean mayores ante cambios en la demanda o en los costes laborales, en las épocas expansivas, en general, el empleo en las empresas con convenios superiores crece con menor intensidad y, en las épocas recesivas, se contrae con mayor intensidad.

En relación con la consistencia de los estimadores cabe mencionar que el estadístico Durbin-Watson tiene un valor muy alto, lo que hace pensar en la inexistencia de autocorrelación entre los estimadores¹¹. Hay que mencionar también que la variable que representa el índice de concentración (Cuadro 2) presenta un coeficiente negativo en todas las especificaciones. Esto quiere decir que cuanto mayor sea el índice de concentración, menos habrá crecido el empleo. Esto se explicaría como consecuencia de los procesos de concentración que han tenido lugar, los cuales han acarreado mayores reestructuraciones de la mano de obra en estos sectores.

En conclusión, los resultados obtenidos hacen pensar lo siguiente:

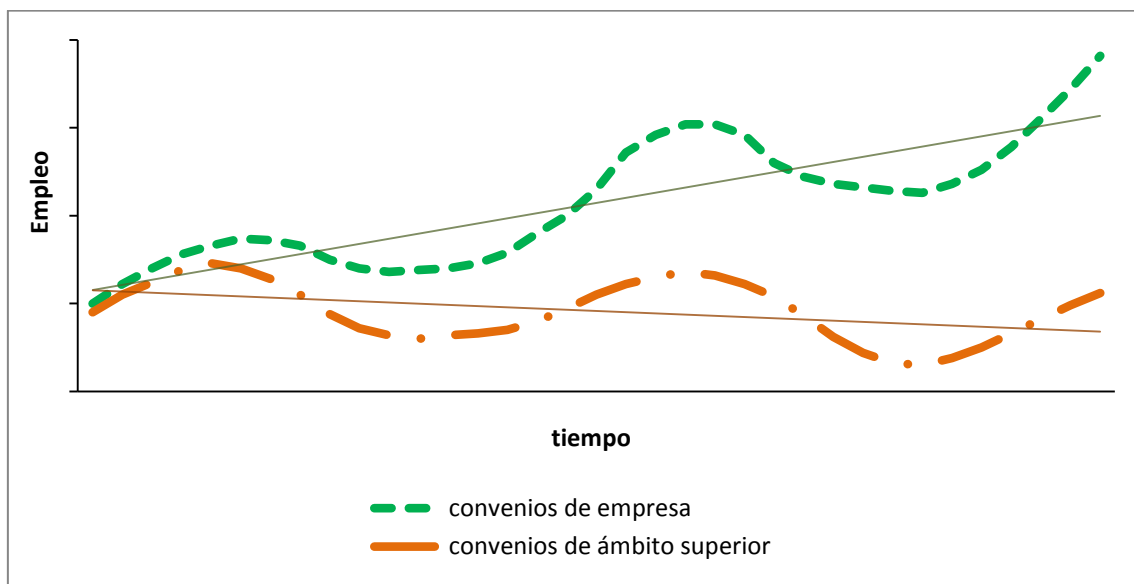
- El ajuste del empleo a las variaciones en la producción y en el coste laboral es significativamente distinto en las empresas con convenio de empresa y en las empresas con convenio de ámbito superior.
- El crecimiento del empleo de las empresas con convenio colectivo de ámbito superior responde en menor medida a las variaciones de la demanda y de los costes laborales que en las empresas con convenios de empresa.
- En las épocas recesivas, el empleo decrece a mayor ritmo en las empresas con convenios de ámbito superior al de empresa que en las que tienen convenio de empresa. Por ello, al introducir un control del cambio estructural y un control de los periodos recesivos de cada empresa, el impacto que tiene sobre el crecimiento del empleo es más negativo en las empresas con convenio colectivo de ámbito superior.

Todo esto supone la existencia de un sistema de negociación colectiva en el cual las empresas con convenios de ámbito superior se comportan asimétricamente con respecto al

¹¹ Realizado el contraste correspondiente a través de los correlogramas, los Q-estadísticos confirman la ausencia de autocorrelación del tipo AR(1).

momento del ciclo económico. Se puede decir que existe un «factor de histéresis»¹² debido a que el empleo en las empresas con convenios de ámbito superior no se comporta del mismo modo en los momentos de crecimiento económico que en los de recesión. El empleo en las empresas con convenios de ámbito superior se acelera con menor intensidad y se desacelera más rápido. En el Gráfico 2 se recoge la evolución que tendría el empleo en unas u otras empresas a lo largo del ciclo económico.

GRÁFICO 2
Comportamiento del empleo en función del tipo de convenio colectivo



Fuente: elaboración propia

¹² La histéresis es un concepto que ya ha sido utilizado en el estudio del mercado de trabajo español. Los principales trabajos sobre la cuestión han comprobado la existencia de cierta histéresis en la tasa de paro, como consecuencia de que en España se destruya mucho más empleo en las épocas de crisis del que se recupere en las épocas de expansión (Dolado y Jimeno, 1996). Esto generaría un desempleo duradero a largo plazo que dependerá de la evolución del desempleo a corto plazo (Viñals y Jimeno, 1997).

CUADRO 1: Resultados principales de la estimación del crecimiento del empleo

VARIABLE DEPENDIENTE: \dot{L}_{jt}								
VARIABLES	ESTIMACIÓN 1		ESTIMACIÓN 2		ESTIMACIÓN 3		ESTIMACIÓN 4	
	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}
\dot{Y}_{jt}	0,2322*** (39,107)	0,3957*** (47,563)	0,2209*** (34,586)	0,3836*** (42,721)	0,2246*** (35,545)	0,3820*** (42,359)	0,1704*** (25,334)	0,2730*** (28,424)
$C*\dot{Y}_{jt}$	-0,2321*** (-39,095)	-0,3956*** (-47,552)	-0,2208*** (-34,574)	-0,3835*** (-41,711)	-0,2245*** (-35,532)	-0,3819*** (-42,349)	-0,1703*** (-25,324)	-0,2729*** (-28,417)
\dot{W}_{jt}	-0,5446*** (-50,341)	-0,5512*** (-41,130)	-0,5384*** (-46,024)	-0,5580*** (-37,350)	-0,5463*** (-44,658)	-0,5621*** (-37,734)	-0,4072*** (-33,068)	-0,4241*** (-27,691)
$C*\dot{W}_{jt}$	0,4131*** (38,045)	0,4226*** (31,365)	0,3952*** (-33,678)	0,4166*** (27,830)	0,4074*** (34,190)	0,4252*** (28,494)	0,3102*** (25,145)	0,3271*** (21,326)
T	-	-	-0,0174*** (-43,843)	-0,0194*** (-34,574)	-	-	-	-
$C*T$	-	-	-0,0003 (-0,761)	0,0009 (1,640)	-	-	-	-
E	-	-	-	-	-0,0474*** (-25,712)	-0,0565*** (-22,748)	-	-
$C*E$	-	-	-	-	-0,0100*** (-5,446)	-0,0012 (-0,497)	-	-
H	-	-	-	-	-	-	-0,1763*** (-75,450)	-0,1715*** (-55,050)
$C*H$	-	-	-	-	-	-	-0,0728*** (-30,967)	-0,0773*** (-24,733)
<i>constante</i>	0,0423*** (12,827)	0,0373*** (12,573)	0,0975*** (27,885)	0,0943*** (28,210)	0,0759*** (22,183)	0,0724*** (22,523)	0,1323*** (38,261)	0,1272*** (37,710)
N	285257	285257	285257	285257	285257	285257	285257	285257
Cross-sections	40751	40751	40751	40751	40751	40751	40751	40751
R²	0,090	0,088	0,148	0,147	0,128	0,127	0,478	0,477
F-statistic	355,63	349,97	613,96	607,64	517,35	511,81	3216,6	3214,3

(*) Significativo al 10%, (**) significativo al 5%, (***) significativo al 1%

CUADRO 2: Resultados auxiliares de la estimación del crecimiento del empleo (con índice de concentración)

VARIABLE DEPENDIENTE: \dot{L}_{jt}								
VARIABLES	ESTIMACIÓN 1		ESTIMACIÓN 2		ESTIMACIÓN 3		ESTIMACIÓN 4	
	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}
\dot{Y}_{jt}	0,2318*** (36,847)	0,3970*** (46,669)	0,2203*** (33,653)	0,3829*** (41,721)	0,2246*** (34,765)	0,3812*** (41,274)	0,1719*** (24,740)	0,2744*** (28,146)
$C*\dot{Y}_{jt}$	-0,2317*** (-36,835)	-0,3969*** (-46,659)	-0,2202*** (-33,641)	-0,3828*** (-41,711)	-0,2246*** (-34,753)	-0,3811*** (-41,264)	-0,1718*** (-24,729)	-0,2744*** (-28,140)
\dot{W}_{jt}	-0,5469*** (-47,581)	-0,5348*** (-40,179)	-0,5389*** (-44,474)	-0,5577*** (-36,274)	-0,5473*** (-44,658)	-0,5617*** (-36,595)	-0,4057*** (-32,168)	-0,4174*** (-26,572)
$C*\dot{W}_{jt}$	0,4165*** (36,126)	0,4073*** (30,531)	0,3950*** (-32,494)	0,4153*** (26,960)	0,4077*** (33,168)	0,4239*** (27,567)	0,3087*** (24,430)	0,3204*** (20,376)
T	-	-	-0,0183*** (-43,494)	-0,0194*** (-34,574)	-	-	-	-
$C*T$	-	-	0,0005 (1,260)	0,0016*** (2,857)	-	-	-	-
E	-	-	-	-	-0,0515*** (-0,264)	-0,0601*** (-23,038)	-	-
$C*E$	-	-	-	-	-0,0061*** (-3,148)	0,0022 (0,840)	-	-
H	-	-	-	-	-	-	-0,1805*** (-75,342)	-0,1757*** (-54,422)
$C*H$	-	-	-	-	-	-	-0,0684*** (-28,416)	-0,0730*** (-22,541)
I	-0,0058*** (-20,278)	-0,0056*** (-19,475)	-0,0059*** (-19,445)	-0,0060*** (-19,780)	-0,0058*** (-19,206)	-0,0060*** (-19,655)	-0,0064*** (-21,198)	-0,0063*** (-20,817)
<i>constante</i>	0,0893*** (21,284)	0,0843*** (21,340)	0,1464*** (33,323)	0,1439*** (33,674)	0,1236*** (28,489)	0,1213*** (29,002)	0,1867*** (42,980)	0,1810*** (42,264)
N	285257	285257	285257	285257	285257	285257	285257	285257
Cross-sections	40751	40751	40751	40751	40751	40751	40751	40751
R²	0,089	0,090	0,150	0,149	0,130	0,128	0,478	0,478
F-statistic	349,87	351,86	613,27	608,10	516,52	511,22	3180,5	3177,8

(*) Significativo al 10%, (**) significativo al 5%, (***) significativo al 1%

CUADRO 3: Resultados auxiliares de la estimación del crecimiento del empleo (con controles de empresa)

VARIABLE DEPENDIENTE: \dot{L}_{jt}								
VARIABLES	ESTIMACIÓN 1		ESTIMACIÓN 2		ESTIMACIÓN 3		ESTIMACIÓN 4	
	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}	Y _{OP}	Y _{VA}
\dot{Y}_{jt}	0,2073*** (40,828)	0,4876*** (62,457)	0,2082*** (38,183)	0,4731*** (56,843)	0,2046*** (42,026)	0,4837*** (61,637)	0,1726*** (26,995)	0,3943*** (45,251)
$C*\dot{Y}_{jt}$	-0,2073*** (-40,822)	-0,4875*** (-62,450)	-0,2081*** (-38,171)	-0,4730*** (-56,832)	-0,2046*** (-42,012)	-0,4836*** (-61,626)	-0,1725*** (-26,991)	-0,3943*** (-45,247)
\dot{W}_{jt}	-0,5980*** (-64,073)	-0,6075*** (-54,135)	-0,5903*** (-62,199)	-0,6242*** (-49,830)	-0,5965*** (-67,712)	-0,6171*** (-53,113)	-0,4572*** (-37,160)	-0,4995*** (-38,874)
$C*\dot{W}_{jt}$	0,5063*** (54,117)	0,5160*** (45,903)	0,3807*** (-39,857)	0,4144*** (32,963)	0,3954*** (44,559)	0,4156*** (35,625)	0,3479*** (28,252)	0,3909*** (30,397)
T	-	-	-0,0087*** (-21,129)	-0,0101*** (-15,300)	-	-	-	-
$C*T$	-	-	-0,0101*** (-23,625)	-0,0087*** (-13,055)	-	-	-	-
E	-	-	-	-	-0,0008 (-0,692)	-0,0242*** (-10,511)	-	-
$C*E$	-	-	-	-	-0,0587*** (-46,077)	-0,0353*** (-15,055)	-	-
H	-	-	-	-	-	-	-0,1482*** (-43,848)	-0,1179*** (-33,345)
$C*H$	-	-	-	-	-	-	-0,1872*** (-54,717)	-0,2183*** (-61,020)
<i>constante</i>	0,1060*** (1579,0)	0,1055*** (1591,3)	0,1701*** (447,39)	0,1699*** (443,51)	0,1470*** (464,39)	0,1470*** (456,22)	0,2187*** (1327,7)	0,2183*** (1326,5)
N	285257	285257	285257	285257	285257	285257	285257	285257
Cross-sections	40751	40751	40751	40751	40751	40751	40751	40751
R²	0,270	0,271	0,380	0,379	0,353	0,354	0,815	0,817
F-statistic	2,223	2,231	3,671	3,667	3,270	3,283	26,520	26,758

(*) Significativo al 10%, (**) significativo al 5%, (***) significativo al 1%

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha planteado un modelo que intenta explicar el crecimiento del empleo de las empresas españolas en función de una serie de variables, entre las que se encuentra la evolución de la producción y del coste laboral. Se ha intentado analizar cómo la respuesta del empleo ante los cambios de estas variables se ha visto afectada por el tipo de convenio colectivo que afecte a cada empresa. Este modelo se ha estimado a través de un panel de empresas y años durante el periodo 2004-2010, gracias a los datos suministrados por el Registro de Convenios Colectivos y por la base de datos de empresas AMADEUS.

Los resultados obtenidos sugieren que el tipo de convenio colectivo explica de forma significativa la evolución del empleo en las distintas empresas. Además, la respuesta del empleo a los cambios en la producción y en el coste laboral no es la misma en todas las empresas, dependiendo del tipo de convenio que tengan. Las empresas con convenio de ámbito superior ajustan el empleo a las variaciones de la demanda y del coste laboral de forma mucho más reducida que las empresas con convenios de ámbito superior. Por otro lado, también se ha detectado que el empleo de las empresas con convenio superior se desacelera con mayor intensidad durante las épocas recesivas, lo que da lugar a un “factor de histéresis” en la evolución del empleo de estas empresas: el empleo crecería con menor intensidad en las épocas expansivas y decrecería con mayor intensidad en las épocas recesivas.

BIBLIOGRAFÍA

ARROW, K. J. (1962): “The Economic Implications of Learning by Doing”, *Review of Economic Studies*, vol. 29, nº 3, pp. 155-73.

BANDE, R.; FERNÁNDEZ, M. y MONTUENGA, V. M. (2007): “Regional Disparities in the Unemployment Rate: The Role of the Wage-setting Mechanism in Spain, 1987-92”, *Regional Studies*, vol. 41 (2), pp. 235-251.

BANDE, R.; FERNÁNDEZ, M. y MONTUENGA, V. M. (2010): “Desequilibrios territoriales en el mercado laboral español y estructura de la negociación colectiva”, *Papeles de Economía Española*, vol. 124, pp. 193-213.

- BENTOLILA, S. y JIMENO, J. F. (2002): “La reforma de la negociación colectiva en España”, *Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA)*, Documento de Trabajo 2002-03.
- BENTOLILA, S.; IZQUIERDO, M. y JIMENO, J. F. (2010): “Negociación colectiva: la gran reforma pendiente”, *Papeles de Economía Española*, vol. 124, pp. 176-194.
- BERTOLA, G.; DABUŠINSKAS, A.; HOEBERICHTS, M.; IZQUIERDO, M.; KWAPIL, C.; MONTORNÈS, J. y RADOWSKI, D. (2010): "Price, wage and employment response to shocks: evidence from the WDN survey", *Documentos de trabajo del Banco de España*, nº 1006, pp. 9-37.
- LORENCES, J.; FERNÁNDEZ, V. y RODRÍGUEZ, C. (1995): “Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España”, *Investigaciones Económicas*, vol. 19 (2), mayo 1995, pp. 309-324.
- PALACIO, J. I. y SIMÓN, H. (2004): “Dispersión salarial entre establecimientos y desigualdad salarial”, *Revista de Economía Aplicada*, vol. 12, nº 36, pp. 47-81.
- PÉREZ INFANTE, J. I. (2003): “La estructura de la negociación colectiva y los salarios en España”, *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, nº 46, pp. 41-97.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2010): *Introducción a la econometría. Un enfoque moderno*, Cengage Learning, Australia, 4ª edición.