

“El mercado de trabajo en Aragón: análisis y comparación con otras Comunidades Autónomas”

Inmaculada García Mainar, *Universidad de Zaragoza*

Agustín Gil Sanz, *Universidad de Zaragoza*

Víctor Manuel Montuenga Gómez, *Universidad de Zaragoza*

Este documento de trabajo forma parte de la tercera convocatoria de proyectos de investigación sobre economía aragonesa de FUNDEAR.

Documento de Trabajo nº 29/06

Este trabajo, así como una versión ampliada del mismo, puede consultarse en la página web de FUNDEAR:

<http://www.fundear.es>

Edita: Fundación Economía Aragonesa FUNDEAR

Impresión: INO Reproducciones S.A.

ISSN: 1696-2125

D.L.: Z-813-2003

© de la edición, Fundación Economía Aragonesa, 2006

© del texto, los autores, 2006

La serie Documentos de Trabajo que edita FUNDEAR, incluye avances y resultados de los trabajos de investigación elaborados como parte de los programas y proyectos en curso. Las opiniones vertidas son responsabilidad de los autores. Se autoriza la reproducción parcial para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

Resumen

Este trabajo estudia el mercado de trabajo de las economías de Aragón, Navarra, el País Vasco y La Rioja, estableciendo comparaciones entre ellas. Se examina la evolución de los indicadores típicos en el análisis en el mercado de trabajo como las tasas de actividad, las tasas de paro, el comportamiento del empleo y de la población activa y los salarios medios. También se investiga el comportamiento de indicadores relevantes como son la productividad del trabajo, los costes laborales y las dotaciones de capital físico, humano y público, así como otros aspectos que podríamos denominar de institucionales como el tipo de negociación predominante, los tipos de contratos existentes o los acuerdos salariales. Una vez obtenido un diagnóstico de los mercados de trabajo en estas comunidades, se investigan aspectos más precisos como el problema de la flexibilidad salarial y el mecanismo de determinación salarial. Diversos indicadores sitúan a las cuatro regiones estudiadas en una posición envidiable con respecto a la media nacional. La tasa de paro es inferior a la media y las tasas de empleo y los salarios son superiores a la media española. También hay diferencias en otros aspectos, como en la composición sectorial productiva y del empleo o los niveles de los precios. Los resultados obtenidos en el análisis econométrico permiten observar que, ciertamente, existen algunas diferencias en cuanto al comportamiento de los mercados de trabajo de las regiones estudiadas, si bien estas diferencias no permiten hablar de mercados de trabajo regionales distintos.

Palabras clave: Mercado de trabajo, regiones, salario, empleo.

Código JEL: J01, J21, J30, R10

Abstract

This work looks into the labour market of the economies of Aragon, Navarre, the Basque Country and La Rioja and sets out comparisons among them. It examines the development of the standard indicators used in the analysis of the labour market such as activity and unemployment rates, labour and active population trends and average wages. The behaviour of other relevant indicators such as labour productivity and costs and the application of physical, human and public capital are also examined, as are other aspects which could be termed institutional such as predominant bargaining methods, current types of contract or wage agreements. Once the labour markets in these regions have been diagnosed, other more specific aspects such as the problem of wage flexibility and the mechanism for wage setting are researched. A number of indicators place the four regions analysed in an enviable position relative to the national average. The unemployment rate is below the mean and employment rates and wages are above the average for Spain overall. Differences can also be found in other aspects, such as the sector productivity and wages profile or price levels. The results obtained from the econometric analysis point up that while there are clearly certain variations with regard to labour market trends in the regions studied, such variations cannot be said to constitute different regional labour markets.

Keywords: Labour market, regions, wage, employment

JEL Classification: J01, J21, J30, R10

ÍNDICE

Nº pág.

Introducción	9
1. Evolución del mercado de trabajo español y diferencias regionales	11
2. Análisis descriptivo	15
2.1 Población y bienestar	15
2.2 Inactivos, activos, ocupados y parados.....	17
2.2.1 Inactivos.....	17
2.2.2 Tasas de actividad.....	17
2.2.3 Tasas de empleo	18
2.2.4 Tasas de paro.....	20
2.3 Capital humano	21
2.4 Productividad y costes laborales	22
2.5 Tipo de contrato, tamaño de los centros de trabajo y organización del trabajo	25
2.6 Convenios colectivos y acuerdos salariales	27
2.7 Inmigración y movilidad entre Comunidades Autónomas	28
2.7.1 Inmigración	28
2.7.2 Movilidad entre Comunidades Autónomas	28
2.8 Conclusiones	29
3. Análisis Econométrico	30
3.1 Introducción	30
3.2 Fuentes de datos y método de estimación.....	35
3.3 Resultados de la estimación.....	37
3.3.1 Aragón	37
3.3.2 La Rioja.....	39
3.3.3 Navarra	41
3.3.4 País Vasco.....	42
3.3.5 Comparación y Valoración.....	44
3.4 Un enfoque complementario: estimando la curva de salarios	45
3.5 Conclusiones	50
4. Conclusiones	51
Bibliografía	55

ÍNDICE DE TABLAS Y GRÁFICOS

Nº pág.

Tabla	1	Tasa de actividad, empleo y paro en 1977 y en 2004 en las CC.AA.....	13
Tabla	2	Posiciones relativas de las CC.AA. en la tasa de actividad, empleo y paro en 1977 y en 2004 (ordenadas de menor a mayor)	15
Tabla	3	PIB per cápita en términos constantes	16
Tabla	4	Inactivos por situación de inactividad y provincia. Porcentajes del tercer trimestre de 2005.....	17
Tabla	5	Variaciones en el empleo en Aragón	19
Tabla	6	Variaciones en el empleo en La Rioja, Navarra y el País Vasco.....	20
Tabla	7	Valores por 6 grandes sectores en Aragón.....	22
Tabla	8	Valores para 6 grandes sectores en La Rioja	23
Tabla	9	Valores para 6 grandes sectores en Navarra	24
Tabla	10	Valores para 6 grandes sectores en el País Vasco	24
Tabla	11	Asalariados que trabajan en un equipo con sistema de turnos por CC.AA. y tipo de turno	26
Tabla	12	Asalariados por CC.AA. y tipo de horario de trabajo.....	26
Tabla	13	Asalariados por CC.AA., sector económico y persona que fija su horario de trabajo	26
Tabla	14	Extranjeros con tarjeta o autorización de residencia en vigor por CC.AA. y provincia.....	28
Tabla	15	Estimación agregada Aragón para 6 sectores (1995-2003)	38
Tabla	16	Estimación agregada Aragón para 24 sectores (1995-2002)	39
Tabla	17	Estimación agregada para 6 sectores (1995-2003)	40
Tabla	18	Estimación agregada para 24 sectores (1995-2002).....	40
Tabla	19	Estimación agregada para 6 sectores (1995-2003)	42
Tabla	20	Estimación agregada para 24 sectores (1995-2002).....	42
Tabla	21	Estimación agregada para 6 sectores (1995-2003)	43
Tabla	22	Estimación agregada para 24 sectores (1995-2002).....	43
Tabla	23	Valores para las regiones	44
Tabla	24	Estimación de la curva de salarios	47
Tabla	25	Elasticidad del salario a la tasa de paro	49

Introducción

La economía aragonesa ha cobrado en los últimos años cierta relevancia al estar enclavada en una de las zonas de mayor auge de España como es la del corredor del valle del Ebro. En la misma línea que el avance económico, el mercado de trabajo ha experimentado también una gran mejoría hasta el punto de que diversos indicadores sitúan a Aragón en una posición envidiable con respecto a la media nacional. Esta situación no es particular de Aragón, sino que es similar a la de otras regiones de su entorno, tales como el País Vasco, Navarra, La Rioja, Cataluña o, más recientemente, la Comunidad Valenciana. Así, a lo largo de los últimos 30 años, y tal y como indican Alonso e Izquierdo (1999) y Villaverde y Maza (2002), estas comunidades han mantenido unos guarismos en la tasa de paro inferior a la media, destacando los casos de La Rioja, Navarra y Aragón, que han sido las regiones que han ocupado de forma continuada los lugares más bajos en la ordenación. De igual modo, en el conjunto de estas regiones, las tasas de empleo son superiores a la media, destacando en este caso, los valores alcanzados por las comunidades navarra y catalana. También en estas regiones los salarios son superiores a la media española, tal y como recogen Villaverde (1999) y Villaverde y Maza (2002). En este caso destaca el País Vasco, mientras que en la Comunidad Valenciana los salarios no alcanzan dicha media y en La Rioja se encuentran entorno a este nivel.

Todos estos datos indican que estas Comunidades Autónomas presentan una situación del mercado de trabajo más cercana a los estándares europeos que el resto. No obstante estas similitudes en los indicadores de las regiones mencionadas, hay también acusadas diferencias en otros aspectos. Una, sustancial, es el tamaño del mercado laboral en cada región. A la hora de estudiar el comportamiento del mercado de trabajo entre regiones, esta destacada diferencia hace que sea conveniente delimitar las comunidades que van a ser objeto de análisis. En particular, van a considerarse únicamente las regiones con un tamaño hasta cierto punto similar, centrándose el trabajo únicamente en Aragón, País Vasco, Navarra y La Rioja, las cuales a su vez forman todas ellas parte del llamado corredor del valle del Ebro. Pues bien, incluso cuando se circunscribe el análisis solamente a estas cuatro regiones, las diferencias entre ellas, en cuanto a aspectos relacionados con el mercado de trabajo, son notables. Véase, por ejemplo, la composición sectorial productiva y del empleo en cada una de ellas. Así, y siguiendo a Villaverde (2001), mientras La Rioja y Navarra obtienen buena parte de su PIB a partir de la agricultura y del sector industrial agroalimentario (en Navarra también hay influencias del sector del transporte y de maquinaria), en el País Vasco predomina una industria pesada y el sector servicios. En Aragón se observa un comportamiento diferencial entre Huesca y Teruel, eminentemente agrícolas, con Zaragoza, una ciudad volcada hacia los servicios (y al sector automovilístico gracias a la empresa General Motors)¹. Por otra parte, en cuanto a los niveles de los precios, en general, y de la vivienda, en particular, hay apreciables diferencias entre las

¹ Para un mayor análisis véanse Frutos (2001) y Villaverde (2001).

“caras” Navarra y País Vasco y las “más asequibles” La Rioja y Aragón.² Muy llamativo es también el particular régimen fiscal del que disfrutaban Navarra y el País Vasco, que permite a las empresas radicadas en estas comunidades dedicar más recursos tanto a la retribución del factor trabajo humano como a la acumulación de capital físico e inversor.

Numerosos son los estudios empíricos que han examinado el comportamiento de los mercados de trabajo regionales. Por ejemplo, Villaverde (1999), Bajo et al. (1999) y Montuenga et al. (2005) han estudiado el comportamiento regional de los salarios y la flexibilidad salarial; Marimon y Zilibotti (1998) la composición sectorial del empleo; Lorences et al., (1995) los efectos de la negociación colectiva en los salarios regionales; Jimeno y Bentolila (1998), Aláez et al. (2003) el comportamiento salarial por regiones y sectores simultáneamente; Bentolila (1997) y de la Fuente (1999) los movimientos migratorios interregionales; Antolín (1999), López-Bazo et al. (2002) y Villaverde y Maza (2002) la distribución regional del paro; Serrano (2002) la influencia de la dotación regional en capital humano en los salarios; y otros el mecanismo de determinación salarial regional (Rodríguez, 1998, Bande y Fernández, 2003 y Bande et al., 2005). En la actualidad, el problema de la dispersión regional en las tasas de paro y salario es centro de gran atención, no sólo en España sino también en los foros internacionales (ver Baddeley et al., 1998; Blanchard y Katz, 1992, Blanchflower y Oswald, 1994; Decressin y Fatás, 1995; Martín, 1997; Overman y Puga, 2002 y Taylor y Bradley, 1997, entre muchos otros). Para concluir, hay que señalar que también ha habido trabajos dedicados al estudio simultáneo y comparativo de un conjunto de regiones como podría ser el número especial de Papeles de Economía Española dedicado al Valle Medio del Ebro (2002), o el trabajo de Fernández y Polo (2002), que compara la región gallega con la del norte de Portugal. Es, dentro de este marco, donde hay que encuadrar el trabajo que se pretende llevar a cabo: un estudio comparativo de diversos aspectos de los mercados de trabajo de las cuatro regiones consideradas, con un especial interés para el caso de Aragón. A partir del análisis pormenorizado a Aragón y de la comparación con las otras tres regiones, se desea poder extraer conclusiones que puedan ayudar, en su caso, a la adopción de medidas de política económica.

Este trabajo estudia el mercado de trabajo de las economías mencionadas. Se trata de presentar los datos concernientes a esta cuestión para llevar a cabo un análisis informativo que sea lo más riguroso posible. En este sentido, se examina la evolución de los indicadores típicos en el análisis en el mercado de trabajo como las tasas de actividad, las tasas de paro, el comportamiento del empleo y de la población activa y los salarios medios. También se investiga el comportamiento de indicadores relevantes como son la productividad del trabajo, los costes laborales y las dotaciones de capital físico, humano y público, así como otros aspectos que podríamos denominar de institucionales como el tipo de negociación predominante, los tipos de contratos existentes o los acuerdos salariales. Las pretensiones

² En 2003 el precio medio del m² de las viviendas libres tasadas era en Aragón 1.141 euros y en La Rioja 1.230,6 euros (en ambos casos muy por debajo de la media nacional 1.428,2 euros), frente a los 1.454,3 de Navarra o los 2.140,1 del País Vasco (la segunda comunidad española más cara después de la madrileña). Es de destacar que el m² cuesta más de 2.000 euros en San Sebastián, Bilbao, Vitoria y Pamplona, en torno a los 1.500 euros en Zaragoza y Logroño y poco más de 1.000 en Huesca y Teruel. Datos extraídos del Ministerio de Fomento. Dirección General de Programación Económica.

del trabajo no se quedan allí sino que, una vez obtenido un diagnóstico de los mercados de trabajo en estas comunidades, se investigan aspectos más precisos como el problema de la flexibilidad salarial y el mecanismo de determinación salarial. Más detenidamente, los objetivos son los siguientes. En primer lugar, estudiar detalladamente el mercado de trabajo aragonés tanto desde una perspectiva de dinámica temporal, como de foto fija de la situación actual. En segundo lugar, investigar la influencia de los factores relevantes en el mercado de trabajo en los fenómenos de la flexibilidad salarial y en el mecanismo de determinación salarial. Por último, analizar los casos de otras regiones del corredor del valle del Ebro (País Vasco, La Rioja y Navarra), y comparar los resultados obtenidos.

El trabajo comienza con una descripción general de la evolución del mercado de trabajo español que pone de manifiesto algunas diferencias regionales. En la tercera sección se realiza un análisis descriptivo del mercado de trabajo en Aragón comparándolo con la media del país y con las comunidades autónomas limítrofes ya citadas. La cuarta sección se dedica a realizar un análisis econométrico de los mercados de trabajo de las cuatro regiones. Para finalizar la investigación, la última sección resume las principales conclusiones alcanzadas.

1. Evolución del mercado de trabajo español y diferencias regionales

En España la evolución de la tasa de paro ha seguido la misma pauta temporal que en la UE, sólo que con niveles mucho más elevados y con una volatilidad mucho más acusada. En cuanto a las tasas de empleo y de ocupación, éstas están muy por debajo de la media comunitaria (de los 15). Existen además acusadas diferencias por sexo, edad, nivel educativo y comunidad autónoma. En el periodo democrático podemos hablar de 4 etapas claramente diferenciadas: una en el periodo de transición entre 1976-85 en el que el país sufrió una recesión acusada debido a diversos motivos políticos, económicos y sociales. Una segunda fase expansiva seguida a la entrada de España en la comunidad europea hasta 1990, que se vio frenada bruscamente por la breve, pero muy intensa, recesión entre 1991 y 1994 y a continuación, una nueva fase expansiva que dura hasta la actualidad, aunque con ligeros visos de desaceleración en los últimos años. En este periodo de casi 30 años, la economía española ha observado cambios sustanciales en diversos aspectos y en el mercado de trabajo los cambios han sido muy importantes. Si a comienzos del periodo democrático se partía de un presupuesto equilibrado con una reducida deuda pública debido sobre todo a la inexistencia de un estado del bienestar desarrollado, durante estos años se ha producido una generalización de las prestaciones sociales que han llevado a un valor de la deuda pública rozando el 60% del PIB. Al mismo tiempo, el cambio en la composición ocupacional de la mano de obra ha sido intenso, pasando de más de un 20% del empleo en la agricultura de finales de los setenta a sólo un poco más del 5% de la actualidad, mientras

que en los servicios ha variado del 40% a casi un 70%, todo ello ayudado por el fuerte proceso de reconversión industrial. De ser una economía bastante cerrada, los flujos con el exterior (especialmente con la UE) han aumentado espectacularmente y desde 2002, la política monetaria, ampliamente utilizada en momentos anteriores, ha quedado en manos de las autoridades comunitarias. Todo ello se ha reflejado en unos incrementos nada desdeñables en la producción nacional, España se encuentra entre los 10 primeros países del mundo en cuanto a su PIB, y en renta per cápita, lo que le ha permitido acercarse a los niveles medios comunitarios. Por lo que se refiere al mercado de trabajo, se ha transitado desde una situación en la que éste estaba fuertemente regulado a una en la que el proceso descentralizador ha dado pie a ciertos trazos de liberalización. La desaparición de los sindicatos verticales y la instauración de la libertad sindical otorgando a las partes (agentes sociales representantes de trabajadores y de empresarios) plena capacidad negociadora, ha favorecido el desarrollo de la capacidad productiva. El Estatuto de los Trabajadores (1980) supuso un asentamiento de los derechos de los trabajadores en niveles rayanos a sus correspondientes europeos, lo que ha generado, en opinión de muchos autores, cierta rigidez en el funcionamiento del mercado de trabajo. Las sucesivas reformas que se han producido en éste han perseguido una mayor flexibilización con vistas a reducir las elevadas tasas de paro, un problema que se ha mantenido de forma persistente durante todo el periodo democrático. En este sentido, la contratación temporal y una menor regulación no han tenido siempre los efectos deseados y ha dado pie a numerosa literatura que ha estudiado, y sigue estudiando, el comportamiento diferencial y hasta cierto punto peculiar del mercado de trabajo español. Para un análisis reciente de las reformas del mercado de trabajo español véanse Segura (2001), Ferreiro e Izquierdo (2001) y Pérez-Infante (2003). Para estudios sobre aspectos relacionados con el mercado de trabajo español, migraciones Bentolila (2001), Antolín y Bover (1997), Bover y Velilla (1999); flexibilidad salarial Bentolila y Dolado (1994), Jimeno y Bentolila (1998), García-Mainar y Montuenga-Gómez (2003), impacto del salario mínimo Dolado, Felgueroso y Jimeno (1997), el impacto de la contratación temporal Dolado, García-Serrano y Jimeno (2002), diferencias salariales por sectores, Andrés y García (1991, 1993), Draper (1993), Fernández y Montuenga (1997, 2001), diferencias regionales en salarios, empleo y paro Aláez, Longás y Ullibarri (2003), Alonso e Izquierdo (1999), Villaverde (1999), Villaverde y Maza (2002). Un enfoque mucho más general puede verse en los libros de Toharía (1998) y Fina (2001).

Una foto bastante actual de la situación del mercado de trabajo español nos indicaría que: i) el 90% de las contrataciones anuales son de trabajadores temporales, representando éstos un 33% del total de los trabajadores contratados; ii) esta situación tiene como reflejo que han aumentado los flujos de entrada y salida tanto en el empleo, como en el paro como en la actividad, aumentando la volatilidad en el empleo y reduciendo el paro de larga duración y la permanencia en el mismo puesto de trabajo; iii) aunque ha aumentado la presión de los trabajadores internos, los costes laborales se han reducido (por el mayor porcentaje de temporales); iv) la reducción continuada de las prestaciones por desempleo ha ayudado a reducir la tasa de paro, aunque también han provocado una menor acumulación del capital humano; v) la actividad sindical ha permitido reducir la dispersión salarial entre ocupaciones

y regiones, aumentando ésta entre sectores productivos y tipo de contratados; vi) la marcada caída del paro en los últimos años no ha venido acompañada por una elevación de la inflación, aunque en los años más recientes el diferencial con los países de la UE tiende a aumentar.

Tabla 1
Tasa de actividad, empleo y paro en 1977 y en 2004 en las CC.AA.

	Tasa de actividad		Tasa de empleo		Tasa de paro	
	1977i	2004iv	1977i	2004iv	1977i	2004iv
Total	51,84	56,74	49,29	50,75	4,93	10,56
Andalucía	48,08	54,19	43,18	45,49	10,19	16,07
Aragón	50,07	54,51	48,88	51,50	2,39	5,52
Asturias	52,32	45,91	50,46	41,16	3,57	10,36
Baleares	53,81	61,83	51,32	56,87	4,63	8,02
Canarias	51,90	58,73	47,51	52,41	8,46	10,76
Cantabria	52,59	53,21	50,86	47,22	3,29	11,26
Castilla-León	49,79	51,28	47,73	45,87	4,13	10,54
Castilla-La Mancha	47,23	53,11	45,19	47,66	4,32	10,26
Cataluña	53,19	60,60	51,28	54,93	3,61	9,37
Valencia	52,36	59,17	50,67	53,21	3,24	10,07
Extremadura	47,59	51,41	43,56	42,33	8,45	17,65
Galicia	60,74	53,57	59,69	46,84	1,74	12,57
Madrid	52,08	60,74	49,41	56,54	5,13	6,91
Murcia	51,34	58,50	48,62	52,73	5,29	9,86
Navarra	52,59	57,94	50,59	54,96	3,79	5,14
País Vasco	53,16	56,75	51,24	51,55	3,61	9,17
La Rioja	53,37	56,38	52,46	53,89	1,70	4,40

Fuente: Encuesta de Población Activa (EPA)

Por otro lado, si consideramos las regiones españolas, podemos observar que las diferencias entre los indicadores de sus mercados de trabajo son de una magnitud considerable. Conviene analizar la evolución temporal de estas diferencias para precisar en qué medida son un fenómeno coyuntural de duración limitada o si tienen un carácter estructural, lo que estaría indicando la existencia de diferencias permanentes en el funcionamiento de los mercados de trabajo regionales y la ausencia de mecanismos de ajuste que permitan reducir esas diferencias.

La Tabla 1 muestra las tasas de actividad, empleo y paro en el año 1977 (primer trimestre) y en el año 2004 (cuarto trimestre) en cada Comunidad Autónoma española. Las diferencias existentes en las distintas comunidades españolas en cuanto a tasas de actividad, empleo y paro son muy significativas. En 1977, Galicia es la única CCAA que presenta una tasa de actividad superior al 60%; en 2004 son Baleares, Madrid y Cataluña las CCAA que tienen

tasas de actividad superiores al 60%. Las CCAA con menores tasas de actividad en 1977, inferiores al 50%, son Andalucía, Castilla-La Mancha, Castilla-León y Extremadura; en 2004 la CCAA con la menor tasa de actividad es Asturias con una tasa del 45,91%, el resto de CCAA tienen tasas superiores al 50%, con Extremadura y Castilla-León con tasas de actividad inferiores al 52%. Ha habido dos CCAA en las que la tasa de actividad es menor en 2004 que en 1977, concretamente, Galicia con un descenso en la tasa de más de 7 puntos porcentuales y Asturias con un descenso de más de 6; el resto de CCAA presentan mayor tasa de actividad en 2004 que en 1977 destacando Madrid y Baleares con un aumento de más de 8 puntos porcentuales, seguidos de Cataluña y Murcia con más de 7. Respecto a la tasa de empleo se observan también grandes diferencias, en 1977 hay dos CCAA con tasas de empleo inferiores al 44%: Andalucía y Extremadura; en 2004 las menores tasas de empleo son las de Asturias, ligeramente por encima del 41%, y Extremadura inferior al 44%. Las CCAA con tasas de empleo más elevadas en 1977, superando el 51%, son País Vasco, Baleares, Cataluña, La Rioja y especialmente Galicia con una tasa cercana al 60% y en 2004 con tasas superiores al 54% están Baleares, Cataluña, Madrid y Navarra.

Comparando los datos de 1977 y 2004 se observa que ha habido un descenso de la tasa de empleo en más CCAA que las que redujeron su tasa de actividad, en concreto, además de Galicia y Asturias, están Cantabria, Castilla-León y Extremadura. En las tasas de paro, las diferencias ente las distintas CCAA, en términos relativos, son aún más apreciables. En 1977, La Rioja y Galicia tienen una tasa de paro inferior al 2%, mientras la de Andalucía es superior al 10% y las de Canarias y Extremadura son superiores al 8%; en 2004 la tasa de paro estuvo por debajo del 6% en Navarra, Aragón y La Rioja, superando el 16% en Andalucía y Extremadura. Se observa que al pasar de 1977 a 2004 la tasa de paro ha aumentado en todas las CCAA, destacando Galicia con un aumento de más de 10 puntos porcentuales y Extremadura con más de 9.

La Tabla 2 presenta la posición relativa en los mismos años de las Comunidades Autónomas, ordenadas de menor a mayor. Observamos que, sobre todo, existe una persistencia en el tiempo en las diferencias en las tasas de paro, aunque mucho menos acusada en los otros dos indicadores. Muy pocas Comunidades Autónomas han variado sus posiciones en más de cinco puestos: Baleares, Cantabria, Galicia, Madrid, Murcia y Navarra. En todas ellas se han mejorado las posiciones relativas salvo en Cantabria y Galicia, siendo esta última un caso extremo. Se puede observar que las regiones en las que centramos nuestro estudio presentan la característica de que, tanto al inicio de la muestra como al final, la tasa de paro se sitúa entre las más bajas del conjunto nacional. Únicamente el País Vasco, con unas tasas de paro actuales muy cercanas a la media española tiene un comportamiento ligeramente diferente.

Tabla 2
Posiciones relativas de las CC.AA. en tasa de actividad, empleo y paro en 1977 y en 2004
(ordenadas de menor a mayor)

	Tasa de actividad		Tasa de empleo		Tasa de paro	
	1977i	2004iv	1977i	2004iv	1977i	2004iv
Andalucía	3	7	1	3	17	16
Aragón	5	8	7	8	3	3
Asturias	9	1	9	1	6	11
Baleares	16	17	15	17	12	5
Canarias	7	13	4	10	16	13
Cantabria	11	5	12	6	5	14
Castilla-León	4	2	5	4	10	12
Castilla-La Mancha	1	4	3	7	11	10
Cataluña	14	15	14	14	8	7
Valencia	10	14	11	12	4	9
Extremadura	2	3	2	2	15	17
Galicia	17	6	17	5	2	15
Madrid	8	16	8	16	13	4
Murcia	6	12	6	11	14	8
Navarra	12	11	10	15	9	2
País Vasco	13	10	13	9	7	6
La Rioja	15	9	16	13	1	1

Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de la Encuesta de Población Activa

2. Análisis descriptivo

En esta Sección vamos a desarrollar un análisis puramente descriptivo de varias magnitudes y aspectos relacionados estrechamente con el mercado de trabajo. Todos ellos están relacionados bien con el lado de la oferta, bien con el de la demanda o bien con los aspectos institucionales. En lo que sigue realizamos un estudio detallado individual para cada una de las cuatro regiones. Empezamos hablando un poco de las características de estas regiones y de la evolución reciente de su bienestar.

2.1 Población y bienestar

El conjunto de las Comunidades Autónomas que analizamos suma una población ligeramente superior a los cuatro millones de personas, lo que representa un 10% de la población total española. Existen apreciables diferencias entre las comunidades puesto que mientras que, por un lado, Aragón es la más extensa, 46.610 km², hay poco más de un millón de habitantes (lo que representa una densidad de 25 habitantes por km²), por otro

lado, el País Vasco siendo de las comunidades españolas más pequeñas, 7.234 km², su población es el 5% de la nacional,³ más de dos millones de personas, con una densidad media de 292,4 habitantes por km². El caso de Navarra y La Rioja es bastante parecido al de Aragón en términos de población y densidad pero, al igual que el País Vasco, son bastante pequeñas. Mientras que en Aragón, Navarra y La Rioja predominan los pequeños núcleos con acumulación de población en las capitales provinciales, en el País Vasco la población es más dispersa, con un amplio número de poblaciones con más de 10.000 habitantes. Para un análisis detallado de la evolución de la población en estas comunidades autónomas, véase Frutos (2001). La característica común de las pirámides de población de estas regiones es una estrecha base (hasta los 19 años) y un considerablemente ancho vértice (por encima de los 65 años), lo que refleja el progresivo envejecimiento que se experimenta en dichas regiones.

En cuanto al nivel de bienestar, medido por el PIB per cápita en términos constantes en estas regiones, durante el quinquenio 1999-2004 ofrecido por la contabilidad regional de España, que aparece en la Tabla 3, podemos apreciar que todas ellas presentan un nivel superior a la media española y su crecimiento también ha sido superior al del conjunto del país, destacando Navarra con las cifras más altas y siendo Aragón la más próxima a la media nacional. Esta evidencia permite comprender cómo estas regiones están acercándose a los niveles promedio de la UE (máxime tras la entrada de los diez nuevos países y el efecto estadístico que ello conlleva). Podemos observar que es en Aragón donde la tasa ha crecido a mayor ritmo, lo que permite estar más cerca de alcanzar a las otras regiones, aunque aún existe una diferencia de casi 3.000 euros con respecto a Navarra, puesto que aquella partía de niveles más bajos. Por su parte, La Rioja, parece alejarse de las otras tres regiones puesto que su crecimiento per cápita ha sido inferior al de éstas y ligeramente superior al de la media nacional. Tras haber echado un primer vistazo a la situación general, a continuación entramos en un estudio más profundo de aspectos relacionados con el mercado de trabajo.

Tabla 3
PIB per cápita en términos constantes

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	Promedio	Acumulado
España	12.803	13.266	13.523	13.729	13.981	14.272	2,20%	11,47%
Aragón	13.614	14.261	14.495	14.933	15.319	15.738	2,94%	15,60%
Navarra	16.199	17.008	17.323	17.720	18.150	18.669	2,88%	15,25%
País Vasco	15.804	16.465	16.893	17.154	17.567	18.077	2,72%	14,38%
La Rioja	14.492	15.166	15.238	15.400	15.798	16.168	2,21%	11,57%

Fuente: Contabilidad Regional de España.

³ Si no fuera por el País Vasco la población del conjunto de las otras tres regiones representaría solamente un 5% de la población española.

2.2 Inactivos, activos, ocupados y parados

El estudio de la actividad, los ocupados y los parados en las cuatro Comunidades Autónomas con más detalle se basa en los datos del periodo 1996-2005 de la Encuesta de Población Activa (EPA). Entre 1999 y 2004, la EPA, principal fuente de datos sobre el mercado de trabajo en España, observó tres modificaciones importantes. En marzo de 2005 el INE publicó estos datos, ofreciendo una serie retrospectiva con los nuevos resultados detallados de la EPA para el periodo 1996-2004, que garantiza la continuidad de los siguientes, con las nuevas proyecciones de población basadas en el censo de 2001, que se revisarán de manera continua con los datos del Padrón.

2.2.1 Inactivos

En la Tabla 4 aparecen los porcentajes de inactivos por provincias en el tercer trimestre de 2005, por situación de inactividad. Observamos que, aunque existen pocas diferencias en el plano regional, si descendemos al provincial podemos comprobar que el porcentaje de jubilados y pensionistas en Huesca y Teruel es más de 10 puntos porcentuales superior al resto de las provincias, mientras que, por el contrario, el porcentaje de personas que se dedican a las labores del hogar en estas dos provincias es menor en unos 5 puntos porcentuales. En el primer caso, ambas provincias se sitúan muy por encima de la media nacional (44%), y en el segundo caso, bastante por debajo (33%).

Tabla 4
Inactivos por situación de inactividad y provincia. Porcentajes del tercer trimestre de 2005

	Estudiante	Jubilado o pensionista	Labores del hogar	Incapacidad permanente	Otra
Álava	0,15	0,46	0,32	0,03	0,04
Guipúzcoa	0,15	0,45	0,33	0,05	0,02
Huesca	0,08	0,56	0,29	0,05	0,02
Navarra	0,14	0,46	0,34	0,04	0,03
La Rioja	0,14	0,46	0,35	0,04	0,01
Teruel	0,11	0,58	0,27	0,02	0,02
Vizcaya	0,15	0,43	0,34	0,04	0,03
Zaragoza	0,14	0,46	0,35	0,04	0,02

Fuente: EPA.

2.2.2 Tasas de actividad

En el periodo considerado, la tasa de actividad en la provincia de Zaragoza es muy similar a la media española, con una tendencia claramente creciente, especialmente a partir del año 2000. En la provincia de Huesca la tasa de actividad se sitúa por debajo de la media

nacional, con una tendencia creciente y con mayores oscilaciones sobre todo entre 1999 y 2002. Por el contrario, la tasa de actividad en la provincia de Teruel, que es la más baja de las tres, presenta una tendencia prácticamente plana, con fuertes oscilaciones entre 1998 y 2003, llegando a situarse en 1999 (2º trimestre) por debajo del 43% y en 2003(1º trimestre) en torno al 43%. A principios del 2005 la tasa de actividad es superior al 56% en la provincia de Zaragoza, al 52% en la provincia de Huesca y al 46% en la provincia de Teruel. La tendencia creciente en las provincias de Huesca y Zaragoza viene explicada, igual que en las comunidades de Navarra, la Rioja y el País Vasco, principalmente por el fuerte incremento observado en las tasas de participación femenina, particularmente a partir del año 2002 (primer trimestre). En la provincia de Zaragoza, se ha pasado de una tasa de actividad femenina en torno al 37% a principios de la muestra a una tasa superior al 44% a finales de la muestra; en la provincia de Huesca se ha pasado de una tasa cercana al 35 % a una tasa superior al 41%; en la provincia de Teruel se ha pasado del 30% a una tasa cercana al 35%. Este aumento en la provincia de Teruel se ha visto contrarrestado por la disminución en la tasa de actividad masculina que ha pasado de una tasa superior al 59% a una tasa por encima del 57%. En la provincia de Huesca la tasa de participación masculina se ha mantenido por encima del 62% y en la provincia de Zaragoza ha pasado del 65% a una tasa superior al 68%.

2.2.3 Tasas de empleo

Al igual que en las comunidades autónomas analizadas y en España, la tasa de empleo en las tres provincias aragonesas muestra una tendencia marcadamente creciente, situándose al final del periodo en la misma tasa las tres provincias. El mayor crecimiento se da en las provincias de Teruel y Huesca, que han subido en 12,5 y 11,6 puntos porcentuales, respectivamente, mientras en la provincia de Zaragoza ha habido una subida de 6,3 puntos porcentuales.

Similarmente a lo que ocurre en España y en las comunidades analizadas el fuerte crecimiento en las tasas de empleo es debido principalmente al empleo femenino, en la provincia de Zaragoza la tasa de empleo femenino ha subido más de 21 puntos porcentuales, en la de Teruel más de 19 y en la de Huesca más de 10 puntos porcentuales. La tasa de empleo masculino también ha aumentado en las tres provincias pero más moderadamente, en Teruel 9,5 puntos porcentuales, en Zaragoza 6 y en Huesca 4,5.

Por otra parte, si consideramos la distribución de ocupados por sectores económicos en España y Aragón, observamos que en España a principios del periodo la distribución era la siguiente: servicios 62%, industria 20%, construcción y agricultura 9% y al final del periodo: servicios 64%, industria 18%, construcción 13% y agricultura 5%. Ha habido descensos en agricultura y en industria, aumentando en los mismos porcentajes que han descendido los anteriores, respectivamente, construcción y servicios. En Aragón la distribución a principios del periodo era la siguiente: servicios 58%, industria 25%, construcción 7% y agricultura 10% y al final del periodo: servicios 57%, industria 25%,

construcción 10% y agricultura 8%. Ha habido una tendencia muy estable en servicios (aunque ha habido un pequeño descenso, parece ser coyuntural) y construcción y continua el proceso de disminución de ocupados en agricultura, aunque no tan acentuado como en España.

El mayor índice de ocupados en la agricultura se da en La Rioja, estando bastante cercanas las comunidades de Aragón y Navarra, y también el total de España, que se sitúa ligeramente por debajo, y dejando en un porcentaje menor al País Vasco. A lo largo del periodo considerado, la tendencia ha sido decreciente aunque se aprecia una evolución distinta en La Rioja e incluso en el 2004 hay un incremento en esta región y en Aragón. Los porcentajes de ocupados en la industria no son tan similares en las diferentes regiones. Así, observamos que en las cuatro comunidades el porcentaje de trabajadores en este sector es superior al de la media española, pero entre ellas la que mayor proporción presenta es La Rioja, seguida de Navarra, el País Vasco y, por último, Aragón. Los porcentajes anteriores han seguido una tendencia ligeramente decreciente. Analizando el sector de la construcción, ha experimentado una presencia creciente en todas las comunidades, aunque todas ellas se mantienen por debajo de la media española. Por último, el sector servicios también muestra que ha crecido su participación, mientras que en las cuatro comunidades permanece por debajo de la media española, siendo el País Vasco el que más se acerca a esa media y La Rioja la que más distancia mantiene. En definitiva, la estructura productiva de las cuatro comunidades es parecida, sobre todo entre Aragón, Navarra y La Rioja. Las cuatro comunidades mantienen un mayor porcentaje agrícola e industrial y uno menor en la construcción y en los servicios. Además, aunque en cada comunidad se sigue la misma evolución temporal, no se aprecia convergencia entre las regiones ni con el país.

Tabla 5
Variaciones en el empleo en Aragón

	1995	2002	total
1. Agricultura, ganadería y pesca	51,6	37,1	-0,33
2. Industria incluida la energía y la construcción	130,2	164,4	0,23
2.1 Energía	4,4	3,6	-0,20
2.2 Industria	92,0	116,0	0,23
2.3 Construcción	33,8	44,8	0,28
3. Actividades de los servicios	271,0	312,0	0,14
3.1 Servicios de mercado	172,2	200,5	0,15
3.2 Servicios de no mercado	98,8	111,5	0,12
TOTAL	452,8	513,5	0,13
TOTAL NACIONAL	13.733,7	16.594,1	0,19

Tabla 6
Variaciones en el empleo en La Rioja, Navarra y el País Vasco

	La Rioja			Navarra			País Vasco		
	1995	2002	Δ	1995	2002	Δ	1995	2002	Δ
1. Agricultura, ganadería y pesca	12,2	10,9	-0,1	14,2	15,0	0,1	19,8	17,1	-0,1
2. Industria incluida la energía	37,8	47,0	0,2	80,3	101,1	0,2	270,5	347,7	0,3
2.1 Energía	0,6	0,6	0,0	1,5	1,4	-0,1	7,0	6,0	-0,2
2.2 Industria	30,9	35,7	0,1	62,4	76,7	0,2	205,0	256,7	0,2
2.3 Construcción	6,3	10,7	0,5	16,4	23,0	0,3	58,5	85,0	0,4
3. Actividades de los servicios	55,6	59,6	0,1	117,8	137,5	0,2	461,0	554,7	0,2
3.1 Servicios de mercado	36,3	38,1	0,0	80,8	91,4	0,1	313,7	389,8	0,2
3.2 Servicios de no mercado	19,3	21,5	0,1	37,0	46,1	0,2	147,3	164,9	0,1
TOTAL REGIONAL	105,6	117,5	0,1	212,3	253,6	0,2	751,3	919,5	0,2
TOTAL NACIONAL	13.733,7	16.594,1							

En Aragón, si consideramos los sectores agregados en seis: Agricultura, Energía, Industria, Construcción, Servicios de mercado y Servicios de no mercado, el empleo cayó fuertemente en la agricultura y en el sector energético, 33% y 20% respectivamente, mientras que creció a un fuerte ritmo en ambos tipos de servicios, un 14%, industria, 23%, y especialmente en la construcción, 28%. Dado que, tanto en la agricultura como la industria, la participación en el total del empleo aragonés no es muy elevado, el balance final es de un crecimiento en el conjunto de la región, enmarcado dentro de otro generalizado en el ámbito nacional. Salvo en la energía, como ya queda dicho, y en dos ramas de actividad de servicios de mercado (además con volúmenes prácticamente inapreciables en estos dos casos), en el resto de las ramas de la industria y de los servicios, el empleo ha crecido. Este crecimiento ha sido especialmente llamativo en la industria, en general, en la construcción y en algunas ramas de los servicios como la hostelería, las inmobiliarias y otras actividades sociales, tanto de mercado como de no mercado. Dentro del sector industrial es de destacar la evolución en algunos sectores tradicionales como alimentación, madera, papel, productos minerales no metálicos, metalurgia y maquinaria así como en industrias manufacturas diversas. En aquellas ramas que representan un mayor papel en el empleo como comercio o la administración pública, la variación en el empleo ha sido negativa o muy reducida.

2.2.4 Tasas de paro

La tasa de paro en las tres provincias aragonesas ha seguido un comportamiento muy similar a las comunidades analizadas y a España, observándose un fuerte decrecimiento, dado que la tasa de empleo ha crecido más rápidamente que la tasa de actividad. En la provincia de Teruel se ha pasado de una tasa de paro del 17,8 % a principios del periodo a una tasa del 5,28% a finales del periodo, en la provincia de Zaragoza se ha pasado del 17,21% al 5,54% y en la provincia de Huesca del 11,95% al 5,6%. No obstante, cabe

señalar que el decrecimiento se produce hasta 2001, manteniéndose posteriormente una tendencia estable, incluso con incrementos de la tasa de paro en algunos periodos en las provincias de Zaragoza y Teruel. Si analizamos las tasas de paro de varones y mujeres, observamos que la reducción más fuerte se ha dado en las mujeres y la tendencia ha sido muy similar en las tres provincias aragonesas. En la provincia de Zaragoza la tasa de paro femenino se ha reducido en más de 21 puntos porcentuales, en la de Teruel en más de 19 y en la de Huesca en más del 10. La tasa de paro masculino también ha disminuido en las tres provincias pero más moderadamente, en Teruel 9,5 puntos porcentuales, en Zaragoza 6 y en Huesca 4,4, siendo al final del periodo las tasas muy bajas, en la provincia de Teruel 1,75%, en la de Huesca 3,39% y en la de Zaragoza 4,4%.

2.3 Capital humano

Pueyo y Larramona (2001), con datos de 1997, examinan la composición educativa de la mano de obra en Aragón, La Rioja y Navarra. El número de años medios de escolarización en cada una de las regiones se sitúa en nueve, al igual que la media nacional, en el que sólo destaca Teruel por superar escasamente los ocho años. Esta evidencia se confirma al computar el porcentaje de trabajadores que tienen al menos estudios medios, ya que la media nacional y en las regiones analizadas se sitúa en el 67%, siendo mucho menor en Teruel 59% y también, La Rioja, 61,4%; así como el porcentaje de trabajadores que han superado estudios universitarios, donde Teruel está muy por debajo de la media nacional, 12% frente a 15,9%, mientras que en el resto de Aragón y en las otras dos comunidades, superan con creces esa media nacional. Atendiendo al índice de educación elaborado por el IVIE (2004), el cual se computa como una media ponderada entre el índice de alfabetización de adultos y el índice bruto de matriculación,⁴ en todas las comunidades autónomas consideradas, este índice está por encima de la media nacional con pocas diferencias entre ellas. Si la media para el conjunto nacional en el periodo 1995-2000 está en 0,92, en estas comunidades la media es de 0,95 destacando, por abajo, Teruel, ligeramente por encima de la media nacional y, por arriba, Guipúzcoa y Vizcaya con valores de 0,97 y 0,98 respectivamente.

Por otra parte, otro estudio del IVIE (2005) destaca al País Vasco como una de las tres comunidades en las que los trabajadores superaban en 2004 los 11 años de estudios de media (junto con Madrid y la Comunidad Valenciana). En el citado estudio, que analiza el periodo 1964-2004, se pone de manifiesto que, además de Madrid, las comunidades que se han situado por encima de la media en años de educación durante todo el periodo han sido País Vasco, Aragón, Navarra, Cataluña y Cantabria. Por el contrario, los trabajadores de Asturias y La Rioja tenían una media de años de estudios superior a la nacional al principio y, como consecuencia de que el incremento de los niveles educativos no ha sido tan

⁴ $IE_i = 2/3(IAA_i) + 1/3(IBM_i)$ donde IE es el índice de educación; IAA el índice de alfabetización de adultos; IBM el índice bruto de matriculación e i denota la región o unidad geográfica considerada.

elevado en estas regiones, el capital humano de sus trabajadores ha pasado a estar por debajo de la media nacional.

Con los datos de la EPA, la evolución de la población ocupada con estudios primarios o inferiores en las tres provincias aragonesas y en las cuatro regiones estudiadas desde 1964 hasta 2004. Se aprecia, como ya se ha citado, el incremento en el nivel de estudios, con Zaragoza a la cabeza, seguida de Huesca y, por último, Teruel, y el País Vasco como comunidad destacada en estudios superiores, sobre todo desde 1984, seguida de Navarra.

2.4 Productividad y costes laborales

Las siguientes tablas muestran las cifras sobre la productividad en las cuatro regiones consideradas en el periodo comprendido entre 1995 y 2003. Para cada una de ellas presentamos los valores de la productividad, los costes laborales y el coste laboral unitario (clu) en los 6 grandes sectores y en las 24 ramas de actividad. Asimismo, también se presenta la tasa de crecimiento de cada variable en el periodo.

Tabla 7
Valores por 6 grandes sectores en Aragón¹

	Productividad			Costes laborales			CLU		
	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ
Agricultura	170,07	262,82	0,44	7289,52	7010,07	-0,04	42,86	26,67	-0,47
Energía	1192,22	2124,75	0,58	31737,63	29860,41	-0,06	26,62	14,05	-0,64
Industria	324,15	334,90	0,03	19164,71	19483,98	0,02	59,12	58,18	-0,02
Construcción	280,74	254,94	-0,10	18161,73	17552,32	-0,03	64,69	68,85	0,06
Servicios mercado	372,02	369,78	-0,01	17698,30	19319,56	0,09	47,57	52,25	0,09
Servicios no mercado	208,42	226,73	0,08	16348,34	17428,74	0,06	78,44	76,87	-0,02
Regional	291,13	313,62	0,07	17591,56	18794,82	0,07	60,42	59,93	-0,01
Nacional	293,81	307,13	0,04	17118,35	18063,35	0,05	58,26	58,81	0,01

¹Magnitudes expresadas en miles de euros. La tasa de crecimiento en tanto por uno

Una rápida aproximación a los datos nos muestra que la productividad en agricultura y energía creció notablemente durante este periodo expansivo en Aragón. En la industria y los servicios de no mercado lo hicieron a la par que la media nacional y regional, respectivamente, mientras que en la construcción y en los servicios de mercado decayeron. Simultáneamente, los costes laborales en la agricultura, energía y construcción se redujeron mientras que en los otros sectores aumentaron. Es fácil comprobar, ver tabla 7, que es en los sectores en los que la productividad ha crecido más, donde el empleo se ha visto aminorado de forma más drástica, un 33% en la agricultura y un 20% en la energía. Por el contrario, en la construcción y la industria en general, el empleo aumentó más de un 25%, mientras que en los servicios creció a una tasa más moderada de un 14% en los 7 años

considerados. De resultados de todo ello, se obtiene que tanto en la agricultura como en la energía el coste total laboral unitario (costes laborales divididos por la productividad) se redujo en torno al 50%, mucho más moderada fue la caída de este índice en la industria y en los servicios de no mercado (2%), observándose subidas tanto en la construcción como en los servicios de mercado. En global, el coste laboral unitario cayó un 1% en Aragón mientras que subió otro 1% en España.

Esta evidencia podría explicarse de la siguiente manera. Muchos trabajadores han abandonado la agricultura, lo que ha permitido aumentar la productividad sin estimular los costes salariales. Algo parecido ha ocurrido en el sector energético, si bien aquí la salida de los trabajadores, puede deberse a la privatización y reestructuración de estos sectores durante el periodo de gobierno de centro derecha. Todo ello ha conducido a una gran reducción en los costes laborales unitarios en estos dos grandes sectores. En la industria y en los servicios de no mercado, la productividad ha crecido por encima de los costes salariales, lo que ha permitido disminuir los costes laborales unitarios y aumentar el empleo. Por el contrario, en la construcción y en los servicios de mercado, la productividad ha disminuido, mientras que el empleo y los costes laborales unitarios han aumentado.

Profundizando un poco más, vemos que dentro de la energía es el sector de Electricidad, Gas y Agua, aquel en el que más ha avanzado la productividad, acompañada de una lenta reducción en costes laborales, lo que ha hecho que el coste laboral unitario en este sector haya caído en este periodo en un 60%. La privatización de muchos de estos sectores y sus posteriores reunificaciones tienen mucho que ver con esta evolución. Los sectores donde ha caído la productividad de forma acusada son las extractivas, alimentación, madera, fabricación de transporte y las inmobiliarias. Donde más han subido los costes laborales es los sectores de la madera, el comercio y hostelería. Los sectores donde han evolucionado de una forma más desfavorable los costes laborales unitarios son el sector de alimentación, madera, hostelería, inmobiliarias, educación y sanidad.

Tabla 8
Valores para 6 grandes sectores en La Rioja

	Productividad			Costes			CLU		
	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ
Agricultura	239,97	392,57	0,49	7130,27	12087,01	0,53	29,71	30,79	0,04
Energía	1249,52	2001,05	0,47	29173,12	28221,36	-0,03	23,35	14,10	-0,50
Industria	283,06	312,54	0,10	16242,09	17085,50	0,05	57,38	54,67	-0,05
Construcción	302,27	265,50	-0,13	17670,94	17870,98	0,01	58,46	67,31	0,14
Servicios de mercado	380,61	413,99	0,08	16860,57	19588,26	0,15	44,30	47,32	0,07
Servicios de no mercado	213,09	231,55	0,08	16216,64	17586,33	0,08	76,10	75,95	0,00
regional	291,83	329,50	0,12	16339,89	17969,46	0,10	55,99	54,54	-0,03
Nacional	293,81	307,13	0,04	17118,35	18063,35	0,05	58,26	58,81	0,01

En las cuatro regiones consideradas, la productividad real ha aumentado de forma espectacular en los sectores de la agricultura y de la energía, con valores rozando el 50% de incremento. Únicamente el sector agrícola navarro muestra niveles de crecimiento de la productividad mucho más moderados, a la par que el promedio regional, de un 9%. La productividad en el sector industrial ha aumentado más en estas regiones que en Aragón, mientras que en los otros sectores la evolución ha sido dispar entre regiones. En su conjunto, la productividad regional ha crecido más en La Rioja y Navarra que en Aragón, mientras que en el País Vasco, tal crecimiento ha sido menor que en Aragón, aunque todavía por encima del agregado nacional.

Tabla 9
Valores para 6 grandes sectores en Navarra

	Productividad			Costes laborales			CLU		
	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ
Agricultura	256,57	278,43	0,08	7.657,56	5.950,79	-0,25	29,85	21,37	-0,33
Energía	901,67	1.396,16	0,44	21.372,88	29.812,87	0,33	23,70	21,35	-0,10
Industria	362,61	403,05	0,11	19.617,64	20.638,74	0,05	54,10	51,21	-0,05
Construcción	290,97	281,93	-0,03	17.055,43	19.053,27	0,11	58,62	67,58	0,14
Serv. Venta	371,79	407,25	0,09	16.888,56	18.817,05	0,11	45,42	46,21	0,02
Serv. No venta	256,40	261,17	0,02	19.299,13	19.146,48	-0,01	75,27	73,31	-0,03
Regional	323,65	352,55	0,09	18.266,86	19.480,04	0,06	56,44	55,25	-0,02
Nacional	293,81	307,13	0,04	17.118,35	18.063,35	0,05	58,26	58,81	0,01

Tabla 10
Valores para 6 grandes sectores en el País Vasco

	Productividad			Costes laborales			CLU		
	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ
Agricultura	276,29	382,11	0,32	12.977,67	10.343,18	-0,23	46,97	27,07	-0,55
Energía	1.527,22	2.360,33	0,44	32.961,13	38.266,88	0,15	21,58	16,21	-0,29
Industria	356,56	390,11	0,09	21.235,71	21.641,86	0,02	59,56	55,48	-0,07
Construcción	280,28	299,05	0,06	18.344,34	20.313,63	0,10	65,45	67,93	0,04
Serv. Venta	396,99	377,44	-0,05	19.610,87	19.931,99	0,02	49,40	52,81	0,07
Serv. No venta	248,09	276,54	0,11	19.411,79	20.420,89	0,05	78,25	73,84	-0,06
Regional	339,18	354,85	0,05	20.063,20	20.648,49	0,03	59,15	58,19	-0,02
Nacional	293,81	307,13	0,04	17.118,35	18.063,35	0,05	58,26	58,81	0,01

Por lo que se refiere a los costes laborales, en la agricultura éstos han caído considerablemente en el País Vasco y Navarra, mientras que han aumentado espléndidamente en La Rioja. A diferencia de Aragón, en todos los demás sectores los costes salariales han aumentado, en algún caso de forma acusada, como en la energía en el País Vasco y Navarra, los servicios a la venta en La Rioja y Navarra. Globalmente, los

costes laborales han aumentado en este periodo un 10% en La Rioja, un 7% en Aragón, un 6% en Navarra y sólo un 3% en el País Vasco. Finalmente, en todas las regiones los costes laborales unitarios han disminuido entre un 1 y un 3%, concentrándose sobre todo en la agricultura y energía.

Descendiendo al nivel de las ramas actividades, el incremento de la productividad en la energía de todas las regiones descansa en la rama de Electricidad, Gas y Agua, con tasas de crecimiento en el periodo considerado de un 50%, salvo en Navarra, con un más reducido 30%. Otras ramas dinámicas para todas las regiones son las del Papel, Otros Productos Minerales no Metálicos, Maquinaria, Intermediación Financiera, siendo las ramas donde el crecimiento es escaso o incluso negativo las de Inmobiliarias, Construcción y Químicas, aunque con una gran variedad entre las diferentes regiones.

Los costes laborales han subido mucho en las ramas de servicios a la venta como Comercio y Hostelería en todas las regiones, Extractivas y Químicas en Navarra, la Textil en el País Vasco, la de Madera en Aragón, y la Agricultura en La Rioja. Por el contrario, se han reducido en las ramas de Agricultura en el País Vasco y Navarra, la Química en el País Vasco y las Extractivas en Aragón. Analizado en su conjunto, los costes laborales unitarios han caído fuertemente en la Agricultura, salvo en La Rioja que ha aumentado mucho, en Electricidad, Gas y Agua en las cuatro regiones, en Industria Manufactureras Diversas en Aragón, la Alimentación, Otros Productos Minerales no Metálicos e Industria Manufactureras Diversas en el País Vasco e Intermediación Financiera en Navarra. Por el contrario, han subido mucho en las Inmobiliarias, en todas las regiones, Hostelería en Aragón y el País Vasco, Alimentación y Madera en Aragón, el Comercio en La Rioja y las Extractivas en Navarra.

2.5 Tipo de contrato, tamaño de los centros de trabajo y organización del trabajo

La estabilidad en el mercado de trabajo es un elemento muy importante por diferentes motivos. El más importante es la garantía para el trabajador de que su puesto de trabajo permanece. También es importante para la empresa contar con trabajadores con experiencia, a los que conoce y sabe cómo van a responder ante los retos que ésta le pueda plantear. La estabilidad en las cuatro comunidades analizadas contribuye a incrementar la media del país. Así, en La Rioja se alcanza más del 70% de trabajadores con contrato indefinido, seguido de Aragón y Navarra y también de cerca por el País Vasco.

Por otro lado, la organización y duración de la jornada laboral es importante por muchos motivos. En primer lugar, porque permite llevar a cabo la actividad productiva de la mejor manera posible. En segundo lugar, dependiendo de la organización, se puede obtener mayor productividad de los trabajadores, así como conseguir un mejor estado de salud de los mismos y una mejor posibilidad de conciliar la vida familiar con la laboral, que redunda en beneficio de la citada productividad y de la satisfacción con el trabajo.

La jornada laboral puede ser siempre la misma o estar organizada en turnos, que pueden ser de toda la semana o sólo de lunes a viernes y mañana y tarde o también por la noche. Aragón se encuentra muy cercano a la media española, con un tercio de los trabajadores asalariados que trabajan a turnos teniendo un turno fijo, mientras que en las otras comunidades hay una mayor proporción trabajando en turnos de otro tipo, especialmente en La Rioja, donde sólo el 7 por ciento tiene un turno fijo.

Tabla 11
Asalariados que trabajan en un equipo con sistema de turnos por CC.AA. y tipo de turno

	Turno fijo	Otros turnos
Total	33	67
Aragón	30,6	69,4
Navarra	19,8	80,2
País Vasco	23,4	76,6
La Rioja	7,1	92,9

Respecto a la hora fija de entrada y salida, en España la tienen en torno al 91 por ciento de los trabajadores, igual que en Aragón. No hay variaciones importantes entre las comunidades aunque en el País Vasco es donde más flexible es la hora de entrada y salida y en La Rioja donde menos.

Tabla 12
Asalariados por CC.AA. y tipo de horario de trabajo

	Entrada y salida fijas
Total	91,1
Aragón	91,5
Navarra	92,8
País Vasco	89,1
La Rioja	95,8

Tabla 13
Asalariados por CC.AA., sector económico y persona que fija su horario de trabajo

	El empresario	El interesado de mutuo acuerdo con el empresario	El interesado
España	93,0	5,7	1,3
Aragón	92,4	6,1	1,4
Navarra	95,9	3,0	1,1
País Vasco	94,2	5,1	0,7
La Rioja	96,8	2,4	0,8

La elección del horario de trabajo puede organizarse de varias formas, siendo el empresario el que lo establezca, el trabajador con el empresario de mutuo acuerdo o el propio trabajador. En la inmensa mayoría de los casos es el empresario quien establece el horario, aunque se aprecia en Aragón y el País Vasco que en la agricultura y los servicios hay más del 10 por ciento y del 5 por ciento, respectivamente, de los casos en los que se establece de mutuo acuerdo.

En los casos de empresarios y miembro de cooperativa, la proporción de trabajadores que decide su horario y su trabajo es mucho mayor, aunque con grandes diferencias entre los dos. Así, mientras más del 85 por ciento de los empresarios decide ambas cosas, sólo lo hacen la mitad de los miembros de cooperativas. También se observan diferencias entre las comunidades, siendo el País Vasco donde menos se deciden ambas cosas y destacando el bajo porcentaje de miembros de cooperativas en La Rioja que pueden decidir horario y trabajo.

La estructura productiva está formada por empresas de diferentes tamaños. En Aragón y La Rioja hay mayor proporción de trabajadores en empresas de menos de 10 empleados que en la media española, ocurriendo lo contrario en las otras dos comunidades. Cuando pasamos a ver las empresas de 11 a 50 trabajadores, sólo La Rioja supera claramente a la media española. En las empresas de 51 a 250 hay mayor proporción en Navarra y El País Vasco, y lo mismo ocurre en las empresas grandes, de más de 250 trabajadores. Así pues, vemos que la estructura productiva es diferente, estando centrada en las pequeñas empresas en La Rioja, y en las de tamaño medio y grande en Navarra y el País Vasco, con Aragón siguiendo la media española muy de cerca.

Las empresas pequeñas, de menos de 10 trabajadores, trabajan para una única empresa o cliente en el 14 por ciento de los casos, aunque en Navarra este porcentaje se reduce a prácticamente cero, en La Rioja baja al 4 por ciento y en el País Vasco sube hasta el 26 por ciento.

2.6 Convenios colectivos y acuerdos salariales

Las diferencias regionales en empleo y desempleo pueden explicarse, además de por la oferta y la demanda de trabajo, por el mecanismo de negociación salarial.

Los convenios colectivos pactados y los incrementos salariales que ofrecen dichos pactos nos indican la actividad sindical en cada comunidad. Así, en el País Vasco es donde se firman más convenios, seguida de Aragón, Navarra y La Rioja. El número de trabajadores que han pactado convenios se ordena de la misma forma. El aumento salarial pactado también muestra la misma ordenación, aunque la diferencia no es grande más que con el País Vasco, y se aprecia una tendencia procíclica. Si observamos el aumento salarial revisado el porcentaje de El País Vasco cae y en algunos años es superado por Navarra.

2.7 Inmigración y movilidad entre Comunidades Autónomas

2.7.1 Inmigración

En el mercado de trabajo, tal y como apunta el CES en su anuario, el efecto más inmediato de la inmigración ha sido la cobertura de necesidades de mano de obra.

Los datos del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales indican que en los últimos años se ha dado un fuerte incremento en el número de extranjeros trabajando en nuestro país. Especialmente importante ha sido el incremento en Aragón en el año 2003, donde la cifra de trabajadores aumentó en un cincuenta por ciento debido, sobre todo, a los trabajadores llegados a Zaragoza y a Teruel.

Tabla 14
Extranjeros con tarjeta o autorización de residencia en vigor por CC.AA. y provincia

	Valores absolutos			Variaciones relativas sobre el año anterior	
	2002	2003	2004	2003	2004
España	1.324.001	1.647.011	1.977.291	24,4	20,1
Aragón	25.994	39.015	53.478	50,1	37,1
Navarra	18.956	22.681	27.298	19,7	20,4
País Vasco	24.201	28.600	37.150	18,2	29,9
La Rioja	10.287	13.621	16.048	32,4	17,8

Fuente: Anuario de Estadísticas Laborales y de Asuntos Sociales. MTAS

2.7.2 Movilidad entre Comunidades Autónomas

La caída de la movilidad entre las distintas CCAA plantea algunos problemas de medio plazo para el mercado laboral en España. En efecto, los mercados de trabajo dentro de cada comunidad y, por descontado, dentro de cada provincia pueden considerarse relativamente homogéneos tanto en términos de estructura productiva de la demanda de trabajo como en relación a los problemas de oferta de trabajo (paro o demografía). Desde este punto de vista, lo que puede esperarse de los próximos años es que, a medida que el cambio demográfico vaya acentuándose y con él la caída de la población potencialmente activa más joven, los movimientos dentro de cada comunidad tenderán a acentuarse. Ese aumento de los movimientos poblacionales dentro de cada comunidad puede estar obedeciendo, aunque sólo parcialmente, a las dificultades para encontrar mano de obra en los ámbitos más dinámicos de cada comunidad. De las comunidades estudiadas, el País Vasco es de la que han salido más emigrantes en los años 1987-2001, según los datos del INE, aunque lo que reflejan en realidad es el mayor peso relativo en términos de población de esta comunidad. Concretamente, del País Vasco han salido el 6,3% del total de los emigrantes entre

Comunidades Autónomas, mientras que de Aragón han salido el 3,3%, de Navarra el 1,4% y de La Rioja el 0,9%.

El País Vasco, Aragón y Navarra están entre las CCAA donde la emigración cae más, mientras que La Rioja se encuentra entre las que muestran menores reducciones de las salidas de población. Navarra, El País Vasco y La Rioja se encuentran entre las CCAA que generan y reciben muchos inmigrantes, mientras que Aragón genera muchos emigrantes y recibe pocos respecto a su población.

Entre las CCAA cuyos desplazamientos sobrepasan las fronteras de la misma está La Rioja y el País Vasco, con más de la mitad de los desplazamientos fuera de la comunidad. Observando los casos de las CCAA que generan las mayores proporciones de desplazamientos fuera de su comunidad, distinguimos dos tipos de desplazamientos que absorben la mayoría de desplazamientos entre comunidades. Por un lado, los desplazamientos hacia comunidades vecinas, que es el caso que se da entre La Rioja y el País Vasco y entre Asturias y Navarra, mientras que por otro lado, también tienen un peso significativo los desplazamientos a las regiones tradicionalmente generadoras de emigrantes, como el caso de los desplazamientos desde La Rioja a Andalucía. Por el contrario, País Vasco y La Rioja son comunidades que en proporción reciben menos migración desde la misma comunidad que desde el resto de comunidades. El País Vasco, que en el pasado destacó por ser una de las grandes receptoras de la migración interna de los años cincuenta. Parece que los desplazamientos de retorno están desempeñando un papel significativo en las migraciones internas. En este sentido, teniendo en cuenta que una parte significativa de las migraciones internas se explica por el retorno de trabajadores a sus regiones de origen, podría afirmarse que las migraciones internas están desempeñando sobre el mercado de trabajo un papel aún menos relevante del que parecen jugar con las estadísticas de desplazamientos totales. En efecto, el efecto convergente que se espera de las migraciones internas se reduce si las migraciones no responden a las discrepancias económicas que se observan entre los mercados de trabajo comunitarios. La Rioja y el País Vasco están entre las CCAA en las que los parados emigran en mayor proporción.

2.8 Conclusiones

La magnitud y persistencia de las divergencias regionales en tasas de actividad, empleo y paro son elevadas. La persistencia de estos elevados diferenciales regionales puede suponer un serio obstáculo para conseguir reducciones adicionales de la tasa de paro de equilibrio de la economía española, en una situación en la que coexisten mercados de trabajo regionales con tasas de paro ya muy reducidas, cercanas al 6%, y otros con tasas de paro superiores al 15%. En este sentido, el sistema de negociación colectiva puede jugar un papel fundamental a la hora de ofrecer una mayor diferenciación salarial, que permita un mejor ajuste de los salarios a las diferencias de productividad entre regiones y reducir así los elevados diferenciales regionales. Asimismo, la ausencia de flujos migratorios

interregionales de entidad suficiente es otro de los factores que pueden explicar la existencia de los elevados diferenciales regionales.

El Banco de España, en su último boletín económico de noviembre de 2005 considera que la existencia de un sistema de negociación colectiva que no ofrece la "suficiente flexibilidad" salarial para ajustar los salarios a las diferentes tasas de productividad de las comunidades autónomas es un factor que explica las "elevadas" diferencias en las tasas de desempleo entre regiones. Según el banco, la persistencia de estos elevados diferenciales de empleo entre regiones puede suponer un "serio obstáculo" para conseguir reducciones adicionales de la tasa de desempleo en la economía española. Asimismo, en dicho boletín se indica que el desajuste entre la oferta y la demanda de empleo se debe a la "ausencia" de la necesaria respuesta salarial a las diferencias en las tasas de desempleo. Por ello, indica que la escasa flexibilidad salarial reduce los incentivos que tienen los trabajadores a migrar hacia regiones con un mayor salario y limita las ganancias que podría obtener las empresas, en términos de menores costes laborales, si se desplazaran hacia las regiones con mayor tasa de paro. El análisis econométrico que sigue trata de profundizar en algunas de estas ideas, teniendo en cuenta que las regiones analizadas no presentan diferencias tan señaladas y a la vez cuentan con una posición relativa muy destacada en el conjunto español.

El conjunto de la evidencia empírica aportada hasta el momento parece indicar que los mercados de trabajo de las cuatro regiones estudiadas presentan muchas más similitudes que diferencias. De este modo, las conclusiones que obtengamos del análisis econométrico que se llevará a cabo en la siguiente sección pueden ayudarnos a establecer pautas de comportamiento en regiones con características semejantes: reducidas dimensiones, trabajadores cualificados y sin el lastre de una alta tasa de paro.

3. Análisis Econométrico

3.1 Introducción

El comportamiento del mercado de trabajo tiene importantes diferencias entre los países. Las evoluciones distintas en magnitudes tales como la tasa de paro, la tasa de actividad o de ocupación han tratado de ser explicadas de acuerdo a variedad de criterios, específicamente relacionados con la oferta de trabajo, la demanda de trabajo o las instituciones del mercado de trabajo.

En los últimos años, en los que las perturbaciones, ya sean de oferta o demanda, han acaecido de forma generalizada sobre economías similares (países de la UE, de la OCDE, etc.) se ha recurrido a justificaciones de tipo institucional para explicar el diferente comportamiento del mercado de trabajo en distintos países. Aspectos tales como la protección al empleo, las prestaciones por desempleo, el procedimiento de negociación colectiva, entre otras, han sido largamente considerados para tratar de explicar por qué, por

ejemplo, dos países como España y Portugal, con trayectorias políticas muy semejantes, presentan figuras tan marcadamente dispares en cuanto a magnitudes referentes al mercado de trabajo.

La importancia de los aspectos institucionales en el comportamiento del mercado de trabajo ha sido reconocida desde hace varias décadas, aunque se puede señalar a Camlfors y Driffill (1986) como los autores que dieron un nuevo impulso a la consideración de estos factores. Su conclusión principal residía en que, frente a la visión previa de que cuanto mayor era el grado de descentralización en la negociación colectiva los resultados en paro e inflación eran mejores, la relación entre el comportamiento de estas series y el grado de descentralización tiene forma de U invertida, en el sentido de que cuando el grado de descentralización es muy reducido o muy elevado, los resultados en términos de las tasas de inflación y de paro son más satisfactorios que en el caso de que el grado de descentralización sea intermedio. Una discusión para el caso español de estos argumentos y un análisis profundo de la realidad española puede verse en Jimeno (1992). Nickell (1997) y Layard y Nickell (1999) realizan un análisis comparado de varios países de la OCDE para estudiar el comportamiento de los respectivos mercados de trabajo con relación a aspectos institucionales de los mismos. Más recientemente, los trabajos de Flanagan et al., (1999) y, de nuevo, Calmfors (2001) plantean nuevos elementos de discusión en cuanto a la influencia determinante de los aspectos institucionales del mercado de trabajo. Por otra parte, el trabajo de Blanchard y Wolfers (2000) ha dado pie a numeroso trabajo empírico encaminado a valorar el influjo relativo de esos factores y de su interacción con las perturbaciones, positivas o negativas, experimentadas por cada economía en particular.⁵

Varios son los elementos institucionales considerados en cuanto a su relevancia en el funcionamiento del mercado de trabajo. Podemos hablar de la protección al empleo, que incluye indicadores tales como la tasa de cobertura y la densidad sindical; de las prestaciones por desempleo, expresadas por medio de las tasas de reemplazamiento, el grado de extensión y duración de las ayudas y subsidios, etc.; el grado de descentralización en la negociación colectiva; la influencia de los regímenes fiscales e impositivos; el nivel de las políticas activas del mercado de trabajo; el fenómeno migratorio; el grado de flexibilidad salarial, o el mecanismo de determinación salarial. Obviamente, muchos de los factores aquí mencionados que tienen su relevancia a la hora de abordar un estudio de carácter internacional no tienen cabida si el trabajo tiene un enfoque puramente regional. Es éste el caso que nos ocupa en el presente trabajo. La vigente Constitución Española garantiza una serie de derechos comunes a todos los ciudadanos independientemente de la región donde vivan por lo que la protección al empleo es común en todas las comunidades españolas, como lo son las prestaciones por desempleo,⁶ el tipo de imposición,^{7,8} las políticas activas del mercado de trabajo o el salario mínimo interprofesional.

⁵ Ver los trabajos de Nunziata (2005), Bentolila y Jimeno (2005).

⁶ Únicamente, en Andalucía y Extremadura, se viene considerando que la existencia de unas características sumamente complejas relacionadas con la oferta y la demanda de trabajo, así como con aspectos institucionales y sociales justifican unas medidas políticas específicas. En particular, el Acuerdo para el Empleo y la Protección Social Agraria (AEPSA, antiguo Plan de Empleo Rural, PER) mantiene el subsidio a favor de los trabajadores eventuales agrarios como un rasgo distintivo frente a otras comunidades españolas.

Mayor relevancia cobra, bajo la perspectiva regional, el fenómeno de la negociación colectiva, el cuál merece algunos comentarios. Con datos de la Encuesta de Convenios Colectivos (ECC), la evolución temporal del número de convenios, empresas y trabajadores en el periodo 1997-2004, permite apreciar un incremento continuo tanto de los convenios como de los trabajadores cubiertos. Este incremento se debe tanto a la firma de nuevos convenios como al aumento en el empleo. La estructura de la negociación colectiva en España permanece basada en convenios sectoriales de ámbito provincial. Así, se observa una gran estabilidad en la evolución de la distribución de la estructura de la negociación colectiva. Durante el año 2004 no se han producido modificaciones significativas con respecto a los años anteriores, siendo el marco principal de negociación el sector provincial que además muestra una evolución creciente en los últimos años. Siendo más precisos, en la actualidad, menos del 10% de los trabajadores están cubiertos por un convenio de empresa.⁹ Casi un 90% están cubiertos por convenios de índole sectorial, donde destaca que, más del 50% del total corresponde a convenios provinciales, casi un 24% a convenios de carácter nacional y menos de un 10% a los de tipo regional.¹⁰ Si se atiende a los tipos de convenio según su ámbito funcional, se observa una cierta especialización, de forma que según el tipo de empresa se utiliza un determinado tipo de convenio. La pequeña empresa se rige generalmente por el convenio provincial. La gran empresa, por el contrario, tiende a utilizar otros dos ámbitos: o bien opta por el convenio propio, o bien acude al convenio sectorial de ámbito nacional. El convenio autonómico, con un crecimiento relativamente importante en los últimos años, abarca a un 10 por 100 del total de trabajadores afectados, 12 por ciento si sólo se tienen en cuenta las comunidades pluriprovinciales.

Esta situación para el caso nacional sitúa a la negociación colectiva española en una situación intermedia en cuanto al grado de descentralización, lo que, de acuerdo con la

⁷ En nuestro estudio es digno de destacar el caso de Navarra y el País Vasco, con características especiales en cuanto a su aportación económica al erario público. En líneas generales, el Concierto navarro y el Cupo vasco, reconocen la autonomía de estas comunidades a recaudar sus impuestos y, posteriormente, entregar una cantidad a la hacienda española. Esta autonomía fiscal, permite regular de forma particular algunos aspectos. Por ejemplo, el régimen de tributación de sociedades en el País Vasco ofrece algunas ventajas a las empresas allí radicadas, lo que ha llevado a un desplazamiento de las sedes sociales hacia esta región. Esto ha dado pie a numerosas reclamaciones de las comunidades limítrofes (La Rioja, Cantabria y Castilla León) por competencia desleal ante los tribunales nacionales y europeos.

⁸ Aunque existe cierta discrecionalidad en las Comunidades Autónomas para variar ligeramente algunos impuestos (véase el aumento en la imposición en el tramo autonómico del IRPF o la posibilidad de incrementar algunos impuestos especiales), su aplicación es bastante restringida y la dificultad de su inclusión en un análisis como el que aquí se presenta aconseja su falta de consideración.

⁹ Aunque el número de empresas que se acogen a convenios en el plano de empresa aumenta de forma ininterrumpida, el número de trabajadores cubiertos muestra una continua disminución (Estadística de Convenios Colectivos).

¹⁰ No obstante, hay que advertir que la metodología de la ECC refuerza la importancia del convenio provincial, ya que, en las ramas de producción en las que conviven convenios estatales y provinciales que cubren todo el territorio nacional, los datos recogen únicamente estos últimos a fin de evitar duplicidades. Así, si se tomara el criterio estadístico contrario, ambos tipos de convenios afectarían a un número similar de trabajadores, en torno al 40 por ciento del total en cada caso. Además, hay que destacar que sólo se recogen aquellos convenios que incluyen un incremento salarial. Esto significa que los datos de cobertura y estructura de la negociación colectiva se refieren únicamente a la negociación colectiva salarial. Existen, sin embargo, importantes convenios que regulan aspectos más estructurales de la negociación colectiva, como la estructura salarial o las formas de contratación, que no tienen reflejo estadístico. Además, se ha observado que los convenios vigentes durante varios años no son registrados estadísticamente más que el primero. Este efecto, muy limitado en los convenios sectoriales, afecta a más del 15 por ciento de los de empresa. Puede afirmarse, por tanto, que la negociación colectiva de empresa tiene una mayor importancia en la realidad que la que reflejan los datos estadísticos.

teoría de Calmfors y Driffill (1988) sitúa a España en el peor de los mundos posibles con tendencia a unas mayores tasas de inflación y paro (Bentolila y Dolado, 1994).¹¹

El hecho de que la mayor parte de la negociación colectiva se lleve a cabo en el plano sectorial y, dentro de éste, a escala provincial, da pie a que puedan existir diferencias salariales entre sectores y también entre provincias y regiones. No solamente eso, también permite que la relación entre el nivel salarial de una provincia/ región con la tasa de paro de esa provincia/ región muestre un comportamiento distinto entre ellas y que la vinculación entre salarios y productividad pueda ser específica en cada región. En este sentido, mientras que en otros países las migraciones interregionales pueden ayudar a reducir las diferencias salariales y el paro entre regiones (véase Blanchard y Katz, 1992), el escaso volumen de los flujos observados entre las regiones españolas suaviza el impacto homogeneizador que de ellas se esperaría (ver Jimeno y Bentolila, 1998; Bover y Velilla, 1999).

Lo hasta ahora expuesto nos lleva a analizar las diferencias que pudieran existir entre las regiones, debidas únicamente a causas institucionales, a centrarnos en lo que denominamos el mecanismo de determinación salarial. Es decir, cómo se lleva a cabo, en cada mercado de trabajo regional, el proceso de determinación salarial, y cuáles son sus factores relevantes. El volumen de paro, la productividad del trabajo, las prestaciones por desempleo, pueden influir en el proceso de fijación de los salarios, pero en lugar de considerar que ejercen dicha influencia de forma uniforme a lo largo y ancho de todo el país, consideramos que existen diferencias entre regiones. Dicho de otra manera, estamos dejando de considerar que existe un único mercado de trabajo español, y nos decantamos, a efectos únicamente del análisis, por un enfoque regional. Desde luego, esto es un supuesto simplificador, ya que la situación laboral en Tudela, por ejemplo, depende de la que existe en la Comunidad Navarra como un todo, pero dada su situación geográfica, puede depender del funcionamiento en La Rioja o en Aragón.¹² En resumidas cuentas, lo que queremos expresar es que el efecto de las instituciones en el mercado de trabajo va a venir recogido por la diferente influencia que las variables tradicionales tienen en el proceso de determinación salarial. Hay que hacer notar que, en este enfoque, no estamos dejando de lado los aspectos relacionados con la demanda o la oferta en el mercado de trabajo, sino que, más bien, los estamos incorporando en algunas variables, que si bien de forma agregada, recogen características relacionadas con tales aspectos, como luego se explicará.

Todo lo expuesto hasta ahora nos lleva a plantear un análisis de regresión con el que podamos describir el proceso de determinación salarial vigente en cada una de las regiones consideradas. En particular, vamos a estimar ecuaciones salariales regionales, en las que

¹¹ De acuerdo con Bentolila y Jimeno (2005), las instituciones laborales del mercado de trabajo en España son claramente favorecedoras del paro. Únicamente la densidad sindical muestra unos parámetros mejores que los hallados en el resto de los países europeos. No obstante, este indicador no tiene relevancia alguna en el caso español ya que, aunque la afiliación sindical es muy baja (en torno al 10% de la población activa), la cobertura de la negociación colectiva es alta, debido a la eficacia general automática de los convenios.

¹² De igual modo puede entenderse el caso de Logroño capital que dista menos de 3 Km., por un lado, de la provincia de Álava y, por otro, de la Comunidad Navarra.

los salarios van a hacerse depender de una serie de factores, unos de ellos propios de cada región y otros a escala agregada. En este sentido, es obligada referencia utilizar los modelos planteados por Layard, Nickell y Jackman (1991), que han sido ampliamente utilizados en la literatura subsiguiente que relaciona la formación de salarios en un entorno de negociación salarial. Precisando aún más, vamos a hacer uso del análisis de regresión planteado inicialmente en los trabajos de Fernández y Montuenga (1997 y 2001) y que han dado pie a numerosos trabajos enfocados en la existencia de diferencias en el mecanismo de determinación regional entre sectores y/o regiones (véanse Aláez, et al., 2003; Bande et al., 2005, 2006; Fernández et al., 2005).

En este apartado vamos a presentar el modelo teórico que pretende representar el proceso negociador a partir del cual se deriva la especificación empírica que permitirá describir el mecanismo de determinación salarial en cada región. Partimos de un modelo de negociación en el que los salarios y el nivel de empleo son acordados. Siguiendo a Blanchflower et al. (1996), la especificación empírica que utilizaremos en el proceso de estimación será la siguiente

$$w_{ijt} = \beta y_{ijt} + (1-\beta) w_{jt}^a + e_{ijt} \quad (2)$$

donde w_{ijt} es el salario real (anual) obtenido por el trabajador representativo en el sector i de la región j en el periodo t , y_{ijt} la productividad real del trabajo (anual) en ese sector y región, w_{jt}^a es el salario real alternativo de un trabajador empleado en la región j y e_{ijt} es el término de error.¹³ De acuerdo con la definición anterior, el salario real alternativo se expresaría como

$$w_{jt}^a = (1-u_t) \bar{w}_t + u_t b_t \quad (3)$$

El salario real medio, \bar{w}_t , puede interpretarse como el salario que un trabajador percibe mientras está empleado. Para su cálculo se puede tomar el salario medio en la región donde trabaja el empleado o bien el salario medio en el conjunto nacional. De igual modo, la tasa de paro, que se utiliza como una aproximación a la probabilidad de estar desempleado) podría ser la regional o la nacional, mientras que las prestaciones medias por desempleo, al obtenerse como el producto entre la tasa de sustitución¹⁴ y el salario promedio, también podrán expresarse en términos regionales o nacionales, dependiendo del salario medio

¹³ A primera vista esta especificación podría resultar bastante simple. Recientemente, Fernández et al. (2005) han mostrado que considerando hasta doce regresores adicionales sectoriales (tales como la ratio capital-trabajo, el grado de concentración, el margen sobre el precio del producto, el poder sindical, entre otros) el coeficiente que afecta a la productividad es ligeramente alterado. Como nuestro objetivo es estimar dicho coeficiente como una aproximación a las características institucionales de los mercados de trabajo regionales, nosotros utilizaremos esta sencilla especificación, considerando únicamente como regresores la productividad del trabajo y el salario alternativo. Las variables excluidas tienen una pequeña influencia en el coeficiente del salario alternativo. Para un mayor estudio de estas variables ver Fernández et al. (2005) y Montuenga (2002).

¹⁴ Los valores de esta magnitud se han tomado de la Tasa de cobertura neta proporcionada por el Boletín de Estadísticas Laborales para los diferentes años.

considerado. El hecho de tener en cuenta ambas posibilidades, regional o nacional tiene que ver con la interpretación que finalmente represente el salario real alternativo. Así, éste puede interpretarse como la ganancia esperada que el trabajador promedio en un sector determinado de la región j (o del conjunto del país) obtendría en esa región (en el país) fuera cual fuera el sector de actividad en el que labora, y se correspondería con un salario ponderado entre el salario medio de la región o nacional y las prestaciones por desempleo. Si consideramos que un trabajador de una región sólo pudiera recolocarse dentro de la región, el salario real alternativo debería expresarse en términos regionales; si, por el contrario, el trabajador pudiera recolocarse en cualquier parte del país, serían las magnitudes nacionales las relevantes. Puesto que las migraciones interregionales en España son escasas, la primera posibilidad sería más acertada. No obstante, dado que estamos analizando unas cuantas regiones muy cercanas geográficamente, en las que la posibilidad de “commuting” (desplazarse entre el hogar y el puesto de trabajo entre regiones diferentes es factible), tendremos en cuenta las dos posibilidades. Por tanto, este salario alternativo (o esperado) tanto en términos regionales como nacionales, es el que utilizaremos en la parte empírica del estudio.

3.2 Fuentes de datos y método de estimación

Los datos que utilizamos combinan la dimensión de sección cruzada (sectores en cada región) con la temporal (desde el año 1995 hasta el 2002 ó 2003 dependiendo de la desagregación utilizada). Está en línea con los trabajos en este campo como son los de Nickell and Kong (1992) y Graafland and Verbruggen (1993), por ejemplo, y, ya en el caso de España, Jimeno and Bentolila (1998) y Aláez et al. (2003). Estimamos de forma agrupada y también considerando un panel de datos. Los datos son extraídos de la Contabilidad Regional de España con base en 1995, y que es proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística, INE, en su base Tempus.¹⁵ La información se provee a escala regional y en cuanto a la clasificación sectorial hay tres grandes agregados, Agricultura, Industria y Servicios, que en dos dígitos se amplían a los siguientes sectores: Agricultura, Energía, Industria, Construcción (estos tres englobados en el agregado de Industria), Servicios de mercado y Servicios de no mercado (agrupados estos dos en Servicios). A su vez, en la Energía hay dos ramas de actividad, en la Industria 12, en los Servicios de mercado 7 y en los servicios de no mercado, 5. En estas condiciones, utilizaremos dos niveles de desagregación, uno referido a los 6 amplios sectores y uno segundo a las 24 ramas de actividad de los que se dispone información (al no haber datos del VAB para las ramas de actividad de Servicios de no mercado, este sector no es desagregado).¹⁶

Nos centramos en la construcción de las variables de salarios y de productividad. Los salarios reales anuales son calculados dividiendo la partida de “Remuneración anual de asalariados” por la de “Empleo total de asalariados” en cada uno de los sectores y ramas de

¹⁵ Ver el sitio <http://www.ine.es/inebase/cgi/um?M=%2Ft35%2Fp010&O=inebase&N=&L=>

¹⁶ En este epígrafe se hace referencia a las Tablas 5 hasta 14 del apartado 2.

actividad. La productividad del trabajo se obtiene de dividir el “VAB a precios básicos” por el “Empleo total”. El salario alternativo es calculado como sigue a partir de la ecuación (3)

$$w_{it}^a = (1-u_t) w_t^* + u_t b_t = (1-u_t) w_t^* + u_t r_t w_t^* = (1-u_t (1-r_t)) w_t^* \quad (4)$$

donde r_t es la tasa de reemplazamiento (expresada por la tasa de cobertura publicada por el Boletín de Estadísticas Laborales). La tasa de paro, regional o nacional, son proporcionadas por la EPA y el salario medio, regional o nacional, son extraídos de la Contabilidad Regional. Los valores nominales obtenidos se deflactan por el IPC de cada región para obtener las magnitudes expresadas en términos reales.

Para llevar a cabo la estimación de la ecuación (2), las variables se expresan en logaritmos y se añade una constante. La estimación en niveles produce residuos que están autocorrelacionados, siendo el coeficiente autorregresivo muy cercano a uno. Esto sugiere que podríamos estar ante una regresión espuria por lo que habría que o bien incluir retardos de las variables o bien estimar en diferencias. Dado el escaso número de observaciones temporales, hay que ser cuidadoso en la elección de cada modelo. Llevando a cabo el primer método, se añaden como regresores adicionales, la variable endógena y las dos exógenas retardadas un periodo. Se obtiene que el parámetro del salario real retardado es la unidad, mientras que las otras variables presentan coeficientes con signos opuestos, tales que no se rechaza que las respectivas sumas sean iguales a cero. Esto nos lleva a concluir que hay que estimar en diferencias puesto que no existe cointegración entre los niveles de la serie y que ésta podría conseguirse con la especificación en diferencias. En este caso la nueva expresión recoge el hecho de que el salario real finalmente acordado depende de la ganancia de productividad en cada sector o rama de actividad y de la evolución del salario promedio en la economía.¹⁷

$$\Delta \log(w_{it}) = \beta \cdot \Delta \log(y_{it}) + (1-\beta) \cdot \Delta \log(w_{it}^a) + \eta_{it} \quad (5)$$

Cuando estimamos esta ecuación el estadístico Durbin-Watson nos garantiza que la no estacionariedad ha sido solventada y que las estimaciones de los parámetros son consistentes. Por otra parte, se rechaza la hipótesis de que la suma de los coeficientes sea igual a 1 y, por tanto, no imponemos esta condición de manera que la ecuación que finalmente se estima es

$$\Delta \log(w_{it}) = \alpha \cdot \Delta \log(y_{it}) + \beta \cdot \Delta \log(w_{it}^a) + \eta_{it} \quad (6)$$

Todas las estimaciones se han llevado a cabo considerando que estamos antes un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas en la que se ha llevado un proceso iterativo

para obtener los valores de los coeficientes. Las tres primeras columnas de cada una de las tablas que se presentan en este apartado recogen los resultados de la estimación cuando se considera como marco de referencia la región, mientras que las tres últimas lo hacen cuando se expresa el salario alternativo en términos nacionales. La primera de las columnas presenta el resultado por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), la segunda con un panel de datos (con efectos fijos, MEF), y la tercera cuando se aplican Mínimos Cuadrados Ponderados (MCP). La estimación considerando efectos fijos nos parece la más razonable, aun cuando al estar expresadas las variables en diferencias estas son normalmente no significativas, dada la peculiaridad de la parte derecha de la ecuación de regresión. Específicamente, puesto que el salario alternativo, ya sea regional o nacional, es el mismo para todos los sectores, hay una menor variabilidad en esta variable que en la de productividad, que sí que varía entre sectores. Moulton (1986) ha demostrado que estimar de este modo lleva a obtener desviaciones estándar de la variable que no varía entre unidades que están sesgadas hacia abajo, lo que hace que el estadístico t esté sesgado hacia arriba. Esto se debe a que factores no observables diferentes entre sectores son recogidos en la perturbación, aumentando su varianza. La estimación por datos de panel, permite captar en los efectos individuales esos factores inobservables particulares de cada sector y de ahí obtener estimaciones consistentes de los estadísticos t . En todos los casos, consideramos diferentes estructuras de la matriz de varianzas y covarianzas utilizando el procedimiento general propuesto por White (1980) que corrige patrones desconocidos de heterocedasticidad y autocorrelación.

3.3 Resultados de la estimación

En este apartado se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (6) en cada una de las regiones consideradas. Hay dos tipos de resultados: unos corresponden al caso en que se utiliza la información proporcionada por la CRE desagregada por seis grandes sectores, y el segundo tipo son los obtenidos cuando la información utilizada está desagregada por 24 ramas de actividad.

3.3.1 Aragón

La Tabla 15 muestra los resultados de estimación de la ecuación (6) cuando se utiliza la información proveniente de los seis grandes sectores.

Se puede observar que el coeficiente de la ganancia en productividad del trabajo tiene un mayor valor y es más significativo que el correspondiente al aumento en el salario alternativo. Nos está indicando que, en Aragón, la mayor parte del crecimiento salarial acordado en un sector viene explicado por la evolución de la productividad en ese sector,

¹⁷ Aunque con esta especificación no podemos estimar la elasticidad a largo plazo de la productividad, sí podemos obtener la de corto plazo, lo que nos permite explicar las fluctuaciones sobre el ciclo expansivo del que se viene disfrutando desde 1995 hasta la actualidad.

ejerciéndolo una menor influencia el aumento salarial efectivo regional o nacional. El valor “medio” del coeficiente de productividad está en torno a 0,40 (por 0,30 del coeficiente correspondiente al salario alternativo), el cual es mayor que el habitualmente encontrado para el caso de España, entre 0,20 y 0,35, (ver Draper, 1993, Fernández y Montuenga, 1997, Jimeno y Bentolila, 1998). No hay grandes diferencias al expresar el salario alternativo en términos regionales o nacionales, por lo que podemos deducir que a la hora de establecerse la subida salarial, los trabajadores aragoneses se preocupan por cómo evoluciona su sector de actividad en particular, y dejan en un segundo plano los aumentos salariales fijados en otras instancias, ya sean regionales o nacionales.

Tabla 15
Estimación agregada Aragón para 6 sectores (1995-2003)¹

	Aragón			Nacional		
	MCO	MEF	MCP	MCO	MEF	MCP
α	0,409	0,498	0,469	0,335	0,426	0,396
(t-ratio)	(80,58)	(87,72)	(50,75)	(30,59)	(16,92)	(12,44)
β	0,300	0,346	0,258	0,324	0,322	0,249
(t-ratio)	(34,97)	(42,99)	(54,44)	(12,38)	(3,90)	(14,12)
D.W.	1,73	2,48	2,07	1,76	2,38	2,06
EER	0,040	0,038	0,042	0,038	0,037	0,039

¹Todas las estimaciones son robustas ante problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (método de White). EER Error estándar de la regresión. DW. Estadístico Durbin-Watson. MCO: Mínimos cuadrados ordinarios; MEF: Modelo de Efectos Fijos; MCP: Mínimos cuadrados ponderados

Repetiendo el análisis para los datos desagregados en 24 ramas de actividad, obtenemos los resultados que recogemos en la Tabla 16 Se observa ahora que los valores estimados de ambos coeficientes se reducen, rozando el coeficiente de la variación del salario alternativo la no significatividad en el caso en que consideremos el salario esperado en la región y directamente no significativo, cuando estamos en el caso del salario alternativo nacional. Al igual que antes, es el coeficiente de la ganancia en productividad ligeramente superior, indicando una mayor vinculación, en Aragón, de la subida salarial acordada a cómo evoluciona la productividad en el propio sector que al comportamiento del mercado de trabajo en su conjunto, ya sea el aragonés o el nacional. De nuevo, este comportamiento se aleja del observado a nivel nacional en estudios previos (Fernández y Montuenga, 1997, Bande et al., 2005), lo que puede ayudar a la hora de explicar la buena situación del empleo en Aragón.

Tabla 16
Estimación agregada Aragón para 24 sectores (1995-2002)¹

	Aragón			Nacional		
	MCO	MEF	MCP	MCO	MEF	MCP
α	0,198	0,258	0,251	0,197	0,267	0,254
(t-ratio)	(3,53)	(6,14)	(6,16)	(3,56)	(5,91)	(6,23)
β	0,161	0,254	0,176	0,121	-0,106	0,123
(t-ratio)	(0,92)	(1,79)	(1,87)	(0,57)	(-0,25)	(1,06)
D.W.	1,81	2,24	1,96	1,81	2,26	1,97
EER	0,040	0,040	0,040	0,040	0,040	0,040

¹Todas las estimaciones son robustas ante problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (método de White). EER Error estándar de la regresión. DW. Estadístico Durbin-Watson. MCO: Mínimos cuadrados ordinarios; MEF: Modelo de Efectos Fijos; MCP: Mínimos cuadrados ponderados

A modo de resumen, podríamos señalar que, primero, existe una gran heterogeneidad en la vinculación entre aumentos salariales acordados y aumentos salariales observados dependiendo de los sectores en los que se hallen los trabajadores. En una gran parte de los sectores, la variación en productividad no tiene ninguna influencia a la hora de determinar la subida salarial, mientras que en otros es el factor relevante, siendo en algunos casos, casi el único determinante de ésta. En segundo lugar, a la hora de determinar la subida salarial en Aragón, el salario alternativo de referencia es el salario que un trabajador esperaría encontrar en otro sector pero dentro de Aragón, y no fijándose en absoluto en lo que podría obtenerse en un cualquier sector que estuviese radicado fuera de la comunidad autónoma. Por último, hay evidencia para argumentar que en los sectores en los que la subida salarial se vincula a la ganancia en productividad se ha conseguido frenar, e incluso reducir, los costes laborales unitarios, lo cual ha permitido seguir creando empleo, aunque la tasa de crecimiento regional haya sido inferior a la nacional (si bien se partía de niveles relativos muy superiores).

3.3.2 La Rioja

Cuando llevamos a cabo el análisis presentado en la sección anterior para el caso riojano, los resultados obtenidos son los que presentamos en la siguiente Tabla 17.

A diferencia del caso de Aragón, en La Rioja es la variación en el salario alternativo el principal factor en la determinación de la subida salarial finalmente acordada en un sector. La ganancia en productividad, aún siendo significativa, presenta un coeficiente cuyos valores estimados están en el entorno de 0,20. Este valor es menor que el encontrado para Aragón en la sección anterior, pero también es menor que para el caso español obtenido en trabajos previos. Además, cabe destacar que existen apreciables diferencias en los valores estimados del coeficiente de la subida en el salario alternativo al considerar el marco regional o bien el nacional. En el primer caso, el valor estimado no supera 0,5, mientras que

en el caso nacional se aproxima a la unidad. De aquí podemos concluir, por tanto, que a la hora de acordar la subida salarial en un sector productivo riojano, éste está fuertemente influido por cómo evoluciona el mercado de trabajo nacional, ejerciendo un reducido influjo la ganancia en la productividad del sector.

Tabla 17
Estimación agregada para 6 sectores (1995-2003)¹

	Aragón			Nacional		
	MCO	MEF	MCP	MCO	MEF	MCP
α	0,269	0,154	0,247	0,160	0,173	0,241
(t-ratio)	(9,75)	(5,74)	(1,78)	(8,95)	(6,73)	(1,76)
β	0,499	0,332	0,276	0,821	0,921	0,478
(t-ratio)	(15,37)	(5,41)	(2,21)	(31,35)	(7,70)	(3,06)
D.W.	1,70	1,88	1,83	1,62	1,88	1,84
EER	0,059	0,059	0,060	0,059	0,059	0,060

¹Todas las estimaciones son robustas ante problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (método de White). EER Error estándar de la regresión. DW. Estadístico Durbin-Watson. MCO: Mínimos cuadrados ordinarios; MEF: Modelo de Efectos Fijos; MCP: Mínimos cuadrados ponderados

Si tratamos de repetir el análisis para los datos desagregados en 24 ramas de actividad, los resultados que obtenemos varían de forma extraordinaria con respecto a los encontrados anteriormente. Tales resultados aparecen recogidos en la Tabla 18.

Tabla 18
Estimación agregada para 24 sectores (1995-2002)¹

	Aragón			Nacional		
	MCO	MEF	MCP	MCO	MEF	MCP
α	0,152	0,195	0,184	0,152	0,138	0,183
(t-ratio)	(2,50)	(7,36)	(8,28)	(2,52)	(2,19)	(6,15)
β	0,211	-0,002	-0,447	0,330	-0,393	-1,113
(t-ratio)	(1,01)	(-0,08)	(-2,47)	(1,32)	(-0,37)	(-2,80)
D.W.	2,49	2,25	2,37	2,50	2,67	2,38
EER	0,052	0,051	0,053	0,052	0,054	0,053

¹Todas las estimaciones son robustas ante problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (método de White). EER Error estándar de la regresión. DW. Estadístico Durbin-Watson. MCO: Mínimos cuadrados ordinarios; MEF: Modelo de Efectos Fijos; MCP: Mínimos cuadrados ponderados

Se observa que, ahora, el coeficiente de la variación en el salario alternativo no resulta significativo en absoluto (obteniéndose incluso valores negativos), si bien la ganancia en productividad sigue siendo significativa con un valor estimado de su coeficiente parecido, aunque inferior a 0,20. El hecho de que la dimensión de la población riojana sea tan reducida, máxime si desagregamos a un nivel alto, puede llevar aparejados grandes

variabilidades, sobre todo en el cálculo de las tasas de crecimiento, que induzcan a resultados fuertemente dispares. Esto nos conduce a no tratar de aventurar más conclusiones con los resultados aquí obtenidos y limitarnos a comentar los hallados cuando se desagrega por los seis grandes sectores productivos.

Por tanto, si nos fijamos en el caso de la estimación sectorial para los seis grandes sectores, observamos que la ganancia en productividad es significativa en la industria y en mayor medida en la construcción y en servicios de no venta. Tanto en la industria como en los servicios no dedicados a la venta, los costes laborales unitarios no han aumentado, al tiempo que el empleo creció, en el periodo estudiado, más de un 10%. Por tanto, podemos razonar, igual que en el caso de Aragón para decir que la vinculación de la subida salarial a la evolución propia de la productividad sectorial, hace que los costes laborales unitarios se mantengan contenidos permitiendo que crezca el empleo. El caso de la construcción es distinto. En el periodo contemplado, la productividad cayó un 13%, mientras que los costes salariales se mantuvieron, haciendo que los costes laborales unitarios subieran un 14%. Esto se explica por el extraordinario incremento en la población ocupada en este sector que se cifra en casi un 100% (pasó de poco más de seis mil trabajadores en 1995 a casi once mil en 2003). La entrada de nueva mano de obra ha llevado a disminuir la productividad, y dado que la subida salarial se fija en gran medida en la variación de la productividad (recordemos que el coeficiente es de 0,80 y sólo 0,40 para la variación en el salario alternativo), los salarios no han subido, aunque el coste laboral por cada unidad de output obtenido sí que lo ha hecho. En este caso, el mecanismo de determinación salarial imperante en el sector de la construcción ha permitido crear empleo, aunque ha caído la productividad.

3.3.3 Navarra

Los resultados de estimar la ecuación (6) para el caso de Navarra, cuando la información se recoge desagregada para los seis grandes sectores aparecen recogidos en la siguiente tabla 19.

Se puede apreciar que el coeficiente de la ganancia en productividad es significativo, aunque con un menor valor que el correspondiente a la variación en el salario alternativo. No obstante, hay algunas diferencias entre considerar como salario alternativo únicamente el regional o el nacional en su conjunto. En el primer caso, el coeficiente asociado a esta variable es claramente mayor que el de la ganancia en productividad, mientras que en el segundo caso, la evidencia aparece de forma contrapuesta. En cualquier caso, el valor estimado para el coeficiente de la productividad es ligeramente menor que el de La Rioja y claramente menor que en Aragón. Esta primera muestra parece indicar que en la determinación de la subida salarial en un sector navarro cualquiera, es la evolución del mercado trabajo navarro el principal factor activo, por encima de la ganancia en productividad.

Tabla 19
Estimación agregada para 6 sectores (1995-2003)¹

	Navarra			Nacional		
	MCO	MEF	MCP	MCO	MEF	MCP
α	0,182	0,089	0,285	0,191	0,176	0,300
(t-ratio)	(5,83)	(3,04)	(6,08)	(6,30)	(2,01)	(6,76)
β	0,222	0,381	0,290	0,259	-0,199	0,162
(t-ratio)	(3,75)	(3,85)	(20,55)	(3,80)	(-1,42)	(5,13)
D.W.	2,58	2,83	2,28	2,60	2,61	2,17
EER	0,070	0,070	0,074	0,070	0,065	0,073

¹Todas las estimaciones son robustas ante problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (método de White). EER Error estándar de la regresión. DW. Estadístico Durbin-Watson. MCO: Mínimos cuadrados ordinarios; MEF: Modelo de Efectos Fijos; MCP: Mínimos cuadrados ponderados

Cuando utilizamos la información disponible desagregada por las 24 ramas de actividad, los resultados de la estimación no difieren de manera notable con respecto al caso anterior. La única diferencia que cabe mencionar es que el coeficiente de la evolución del salario alternativo es mayor, tanto si consideramos el marco regional como el nacional. Por tanto, se confirma la mayor relevancia de esta variable en el proceso de determinación salarial que la ganancia de productividad, si bien ésta sigue siendo significativa con valores más reducidos en torno a 0,13. De nuevo, se comprueba que en el proceso de negociación de la subida salarial en los sectores navarros se fijan más en la evolución del mercado de trabajo de la propia región que en la del agregado nacional.

Tabla 20
Estimación agregada para 24 sectores (1995-2002)¹

	Navarra			Nacional		
	MCO	MEF	MCP	MCO	MEF	MCP
α	0,128	0,090	0,154	0,123	0,098	0,113
(t-ratio)	(2,13)	(1,42)	(3,20)	(2,88)	(2,45)	(2,48)
β	0,759	0,879	0,606	0,263	0,255	0,553
(t-ratio)	(2,98)	(2,58)	(5,09)	(3,32)	(3,92)	(2,05)
D.W.	2,15	2,46	2,46	2,32	2,33	2,48
EER	0,053	0,053	0,052	0,053	0,054	0,054

¹Todas las estimaciones son robustas ante problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (método de White). EER Error estándar de la regresión. DW. Estadístico Durbin-Watson. MCO: Mínimos cuadrados ordinarios; MEF: Modelo de Efectos Fijos; MCP: Mínimos cuadrados ponderados

3.3.4 País Vasco

Los resultados de estimar la ecuación (6) en el caso del País Vasco aparecen recogidos en la tabla 21 cuando utilizamos la información disponible desagregada en seis grandes sectores y en la tabla 22 cuando está desagregada en 24 ramas de actividad.

Tabla 21
Estimación agregada para 6 sectores (1995-2003)¹

	País Vasco			Nacional		
	MCO	MEF	MCP	MCO	MEF	MCP
α	0,307	0,372	0,292	0,296	0,362	0,314
(t-ratio)	(6,86)	(4,30)	(5,75)	(6,48)	(3,11)	(5,96)
β	0,234	0,359	0,140	0,140	-1,580	0,036
(t-ratio)	(2,56)	(2,20)	(2,28)	(1,69)	(-0,98)	(0,72)
D.W.	1,54	1,91	1,63	1,54	1,89	1,55
EER	0,045	0,043	0,044	0,045	0,043	0,045

¹Todas las estimaciones son robustas ante problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (método de White). EER Error estándar de la regresión. DW. Estadístico Durbin-Watson. MCO: Mínimos cuadrados ordinarios; MEF: Modelo de Efectos Fijos; MCP: Mínimos cuadrados ponderados

Tabla 22
Estimación agregada para 24 sectores (1995-2002)¹

	País Vasco			Nacional		
	MCO	MEF	MCP	MCO	MEF	MCP
α	0,338	0,198	0,213	0,342	0,204	0,201
(t-ratio)	(4,60)	(5,66)	(5,52)	(4,64)	(5,74)	(5,17)
β	-0,110	0,162	0,320	-0,185	0,069	-0,284
(t-ratio)	(-0,46)	(2,29)	(1,87)	(-0,96)	(1,26)	(-1,36)
D.W.	1,87	2,13	2,30	1,87	2,11	2,30
EER	0,037	0,038	0,039	0,037	0,038	0,039

¹Todas las estimaciones son robustas ante problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (método de White). EER Error estándar de la regresión. DW. Estadístico Durbin-Watson. MCO: Mínimos cuadrados ordinarios; MEF: Modelo de Efectos Fijos; MCP: Mínimos cuadrados ponderados

En ambos casos los resultados obtenidos nos conducen a la misma valoración: el valor estimado para el coeficiente de la ganancia en productividad es siempre significativo y considerablemente mayor, en valor absoluto que el del coeficiente de la variación en el salario alternativo. Además, este último es únicamente significativo cuando se considera como salario alternativo el regional y nunca cuando se utiliza el nacional ni cuando se realiza el análisis con diferentes coeficientes sectoriales de productividad. El valor estimado del coeficiente de la ganancia de productividad varía entre 0,2 y 0,35, lo que está en consonancia con el valor estimado en otros trabajos para el agregado nacional, menor que el estimado aquí para Aragón, pero mayor que el que hemos encontrado para Navarra y La Rioja. Tiene similitud, por tanto, con el caso aragonés en que la influencia de la variación del salario alternativo es reducida e incluso, según la estimación, nula. En consecuencia, el principal, y muchas veces único, factor determinante de la subida salarial es el crecimiento en la productividad. Posiblemente este hecho ha permitido una mayor creación de empleo en esta región que en las otras analizadas, pese a que el aumento de la productividad haya

sido el más bajo del conjunto, al permitir subidas salariales más contenidas que en las otras regiones.

3.3.5 Comparación y Valoración

A modo de resumen de este apartado, se va a llevar a cabo una comparación entre los niveles iniciales y finales, así como en las tasas de crecimiento de las siguientes variables: productividad, salarios, costes laborales unitarios y empleo. Los valores se recogen en la Tabla 23.

Tabla 23
Valores para las regiones

	Productividad			Costes laborales		
	1995	2003	Δ	1995	2003	Δ
Aragón	291,13	313,62	0,07	17.591,56	18.794,82	0,07
La Rioja	291,83	329,50	0,12	16.339,89	17.969,46	0,10
Navarra	323,65	352,55	0,09	18.266,86	19.480,04	0,06
País Vasco	339,18	354,85	0,05	20.063,20	20.648,49	0,03
España	293,81	307,13	0,04	17.118,35	18.063,35	0,05
	Costes Laborales	Unitarios	Δ	Empleo		
	1995	2003		1995	2003	Δ
Aragón	60,42	59,93	-0,01	452,8	513,5	0,13
La Rioja	55,99	54,54	-0,03	105,6	117,5	0,11
Navarra	56,44	55,25	-0,02	212,3	253,6	0,18
País Vasco	59,15	58,19	-0,02	751,3	919,5	0,20
España	58,26	58,81	0,01	13.733,7	16.594,1	0,19

En cuanto a productividad, Aragón y La Rioja partían con niveles inferiores tanto a las otras dos regiones como a la media nacional, pero han experimentado crecimientos superiores que les ha permitido, por un lado, superar la media española en 2003 y, por otro, acercarse al País Vasco. A su vez, Navarra también ha recortado su diferencia respecto a esta región. Desgraciadamente, ese mayor aumento en la productividad ha venido acompañado de incrementos también en los costes laborales, aunque siempre menores en cuantía que los de la productividad. Así, si bien los costes en Aragón y La Rioja son considerablemente menores que en Navarra y, especialmente, el País Vasco, han crecido más en aquellas regiones, con lo que se van acercando a los de éstas y superan a la media nacional. Por otro lado, al ser las subidas de los costes menores que las ganancias en productividad, esto ha redundado en unos menores costes laborales unitarios, contrario a la tendencia nacional de ligero crecimiento. No obstante, esto no ha permitido que el aumento el empleo sea mayor en estas regiones que en el conjunto nacional, salvo en el País Vasco. En consecuencia, podemos achacar a las subidas salariales la culpa de no haber permitido un

crecimiento en el empleo mayor que en el conjunto español, puesto que en todas los demás indicadores, estas cuatro regiones presentan mejores guarismos que el agregado nacional.

Poniendo en relación estas cifras con las estimaciones obtenidas en los epígrafes anteriores del mecanismo de determinación salarial, podemos extraer las siguientes conclusiones. En Aragón las subidas salariales se determinan fundamentalmente por la ganancia de productividad, pero también tiene relevancia la evolución del salario alternativo. Como tanto la productividad como los salarios medios han crecido bastante en esta región, el empleo, aunque también ha crecido, lo ha hecho a menor ritmo que en el conjunto nacional. Esto hace que las cifras de empleo en Aragón sigan siendo buenas aunque no hayan mejorado tanto como en el agregado español. La Rioja ha disfrutado de un mayor crecimiento en la productividad aunque, como en el proceso de determinación salarial los salarios se vinculan estrechamente con la evolución de los salarios nacionales, los salarios regionales han subido considerablemente. Esta particularidad ha generado que el crecimiento del empleo en La Rioja haya sido el menor entre las cuatro regiones consideradas y, a su vez, menor que en el conjunto de España. Algo parecido ha ocurrido en Navarra, sólo que en este caso el incremento salarial se fija principalmente al aumento del salario alternativo en la región. Esto ha permitido que, pese al fuerte aumento en la productividad, los salarios no hayan subido tanto, permitiendo una subida en el empleo similar a la de la media nacional. Por último, el País Vasco ha observado cómo al vincular los crecimientos salariales básicamente a la ganancia en productividad y ésta no ser muy elevada, el empleo ha crecido incluso más que a nivel nacional, lo que ha ayudado a mejorar su posición relativa.

3.4 Un enfoque complementario: estimando la curva de salarios

A continuación vamos a realizar un análisis ligeramente diferente para comparar el comportamiento de los mercados de trabajo entre las diferentes regiones. Nos centraremos ahora en el estudio del grado de flexibilidad salarial. Hasta ahora hemos estudiado la respuesta de los salarios tanto a la productividad del trabajo como al comportamiento global del mercado de trabajo. Ahora seremos más específicos y estudiaremos, partiendo del mismo modelo teórico, cómo los salarios responden a variaciones en la tasa de paro. Layard et al., (1991), fueron de los primeros en utilizar el grado de respuesta de los salarios a cambios en la tasa de paro como un indicador de la flexibilidad salarial. El argumento se basa en que ante, por ejemplo, una subida en la tasa de paro, los salarios deberían responder disminuyendo de forma que ese exceso de oferta de trabajo desapareciese. Estamos, como se ve, utilizando un argumento fundamentado en un comportamiento competitivo del mercado de trabajo. Esta visión se ha extendido y generalizado a funcionamientos no competitivos. Blanchflower y Oswald (1994) consideran varios casos de modelos no competitivos del mercado de trabajo, véanse modelos de negociación, hipótesis de salarios de eficiencia y otros, para justificar una relación negativa entre los salarios acordados en el proceso de negociación y la tasa de paro. En la misma línea que Layard et

al., (1991), utilizan la elasticidad de los salarios al paro,¹⁸ como un indicador del grado de flexibilidad salarial. Mientras que los primeros autores utilizaban datos agregados de series temporales, con los cuales encontraban que existían grandes diferencias entre países en cuanto a la sensibilidad de los salarios a la tasa de paro, estos últimos hallan una aparente homogeneidad en cuanto a esta sensibilidad al comparar entre diferentes países con datos de carácter microeconómico (con información individual y con tasas de paro locales). De hecho, en muchos casos se ha llegado a hablar de “una ley empírica de la economía” (Card, 1995, pág. 798) según la cual, la elasticidad de los salarios a la tasa de paro estaba invariablemente en torno a $-0,1$, de acuerdo con la cual si la tasa de paro se reduce en un 20% (del 10% al 8%, por ejemplo), los salarios aumentan en un 2%. No obstante, en multitud de estudios posteriores, con datos micro, se han ido obteniendo resultados más variados y que muestran una mayor diversidad en cuanto al parámetro estimado de la elasticidad, lo que viene a concluir que existen diferentes grados de flexibilidad salarial entre países (para una revisión de la literatura en este ámbito, ver Montuenga y Ramos, 2005).

Dado el tipo de datos de que disponemos, series macroeconómicas regionales con unidades sectoriales, vamos a partir del método propuesto en Layard et al., (1991) y la extensión utilizada por Jimeno y Bentolila (1998) para plantear una ecuación de regresión salarial en la que los salarios en cada sector los hacemos depender de un conjunto de variables propias del sector, en particular, la productividad sectorial, y de otras variables regionales y agregadas. En cuanto a las regionales vamos a incluir la tasa de paro y la variación en la tasa de inflación, esta última como aproximación a las perturbaciones inesperadas de demanda, así como el salario promedio de la región. En cuanto a las variables nacionales incluimos la tasa de paro, y la tasa de sustitución o de reemplazamiento. De nuevo, utilizamos una estimación por efectos fijos, en las que éstos capten variables inobservables diferentes entre las ramas de actividad, pero constantes en el tiempo, y consideramos un sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas. En particular, la especificación que se va a estimar es la siguiente

$$w_{irt} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{irt} + \alpha_2 w_{irt-1} + \alpha_3 w_{rt} + \alpha_4 \Delta p_{rt} + \alpha_5 rr + \alpha_6 u_{rt} + \alpha_7 u_t^N + \eta_{it} \quad (7)$$

donde i indica el sector productivo, r la región y t el periodo temporal; w denota el salario, y la productividad, p los precios (aproximados por el IPC regional), u la tasa de paro (u_t^N es la tasa de paro nacional) y rr la tasa de sustitución. Los salarios y la productividad regional han sido deflactadas por el IPC regional. Todas las variables se expresan en logaritmos.

Cuando utilizamos la información desagregada para los seis grandes sectores obtenemos los siguientes resultados en cada una de las regiones.

Al establecer la ecuación salarial en niveles, lo primero que podemos observar es la reducida influencia que tiene la variable de productividad en la determinación del salario.

¹⁸ Blanchflower y Oswald (1994) expresan las variables en logaritmos de modo que el parámetro que acompaña al logaritmo de la tasa de paro, se puede interpretar como una elasticidad

Hemos de recordar que en la sección anterior la relación entre ambas variables se expresaba en incrementos, lo que nos está indicando que si bien la ganancia en productividad es ciertamente relevante a la hora de determinar el incremento salarial, el nivel de la productividad demuestra escaso efecto en el valor del salario. No obstante podemos comprobar la significatividad que tiene esta variable en los casos de Aragón y, especialmente, en el País Vasco, que quizás no por casualidad son las comunidades en las que la productividad tenía un mayor valor en las ecuaciones de determinación salarial estimadas anteriormente.

Tabla 24
Estimación de la curva de salarios

	Aragón	La Rioja	Navarra	País Vasco
Productividad sectorial	0,087 (5,31)	0,028 (0,42)	0,035 (0,54)	0,260 (12,63)
Tasa de paro regional	0,053 (12,19)	0,046 (4,87)	0,039 (5,62)	-0,022 (-1,27)
Tasa de paro nacional	-0,071 (-11,52)	-0,083 (-3,45)	-0,025 (-2,85)	0,067 (3,71)
Salario regional	0,651 (10,14)	0,512 (3,80)	1,281 (9,05)	0,701 (4,87)
Salario sectorial retardado	0,401 (5,60)	0,415 (7,42)	0,573 (6,45)	0,320 (4,49)
Segunda diferencia inflación regional	-0,810 (-17,41)	0,215 (1,56)	1,076 (32,74)	-0,321 (-13,05)
Tasa de reemplazamiento	0,001 (0,71)	0,074 (1,10)	-0,226 (-6,18)	0,129 (19,13)
R²	0,996	0,976	0,976	0,956
DW	2,08	1,74	2,05	1,55
Log verosimilitud	139,10	102,81	124,75	138,75

En cualquier caso, los principales determinantes del monto salarial en cada una de las regiones son los salarios reales. Así, los valores pasados de los salarios sectoriales son relevantes en el valor actual del salario sectorial con coeficientes estimados que varían en el rango de 0,32 en el País Vasco hasta 0,57 en Navarra. Este coeficiente se puede interpretar como un indicador de la rigidez salarial, por lo que nos está indicando que es el País Vasco donde ésta es menor y donde, por tanto, mayor poder explicativo tienen otras variables en la determinación salarial de los sectores productivos vascos. Hay que señalar que estos coeficientes son menores, en todo caso, que los hallados para el conjunto nacional en Layard et al., (1991). En segundo término, hay que destacar la influencia del salario medio que rige en la región. Este es substancialmente mayor en el caso de Navarra (superior a la unidad), aunque igualmente significativo y relevante en todas las regiones (el menor valor estimado es en La Rioja, 0,51). La tasa de sustitución únicamente es significativa en Navarra y en el País Vasco con signos contrapuestos y valores reducidos. Recordemos que la tasa de sustitución se obtiene como el cociente entre la primera prestación percibida y el último salario obtenido. Nos está indicando por tanto, que en Navarra al aumentar esta tasa, los salarios negociados se reducen, mientras que en el País Vasco aumentan. En teoría, es más razonable este segundo resultado puesto que cuanto mayor sea la tasa de sustitución,

el salario de reserva de los trabajadores a la hora de negociar será mayor y por tanto, los salarios acordados también lo serán.

La variación en la inflación regional se interpreta como una aproximación al grado de inercia nominal en el sentido de que cuanto más rígidos sean los salarios nominales, más perderán los trabajadores a corto plazo debido a las subidas imprevistas en los precios. Este grado de inercia depende del periodo de vigencia de los contratos y del grado de centralización de las negociaciones salariales. Cuando es muy centralizada tiende a obtenerse valores estimados altos en valor absoluto y negativos. Nosotros obtenemos valores muy dispares y con signos contrapuestos en las regiones consideradas.

Nos centramos ahora en las variables que expresan la flexibilidad salarial, las tasas de paro regional y nacional. La elasticidad a corto plazo de la tasa de paro regional viene recogida en el coeficiente α_6 y nos expresa una medida de la flexibilidad regional del salario real. El coeficiente α_7 nos está recogiendo cómo varían los salarios sectoriales de la región en estudio ante variaciones en las tasas de paro nacionales.¹⁹

En todos los caso podemos observar un efecto contrapuesto de ambas variables ya que en todos los casos muestran signo contrario. En el País Vasco la tasa de paro regional tiene una influencia negativa mientras que la tasa de paro nacional la tiene positiva: en las otras regiones ocurre justo lo contrario. No obstante, el coeficiente de la tasa de paro regional en el caso del País Vasco no es significativa. Por tanto, en el marco actual en el que las tasas de paro regionales y nacionales están cayendo, se observa que los salarios sectoriales en Aragón, La Rioja y Navarra están aumentando como consecuencia de la caída de la tasa de paro nacional, pero disminuyendo a raíz de la caída de la tasa de paro regional. El efecto conjunto (sumando $\alpha_6 + \alpha_7$) es positivo en Navarra (también en el País Vasco, pero en este caso porque el coeficiente de la tasa de paro nacional es positiva y la de la tasa de paro regional no significativa) y negativo en Aragón y La Rioja. Por tanto, las conclusiones que podemos extraer son las siguientes. Primero, la tasa de paro regional es significativa en todas las regiones y con signo positivo (salvo en el País Vasco); en consecuencia, los salarios regionales no son en absoluto flexibles sino, más bien al contrario, donde la tasa de paro regional es más baja, los salarios tienden a ser menores para contrarrestar la ventaja de los trabajadores por vivir en una región con un desempleo más bajo. Segundo, los salarios sectoriales de cada región son sensibles a la tasa de paro nacional, y con signo negativo (de nuevo, salvo en el caso del País Vasco). Esto representa que los salarios sectoriales en cada región responden disminuyendo ante subidas de la tasa de paro nacional, ceteris paribus. La siguiente Tabla recoge los valores de las elasticidades de los salarios reales ante un aumento de un uno porcentual en las tasas de paro regional y nacional.

Tabla 25
Elasticidad del salario a la tasa de paro

	Sólo varía la tasa de paro regional	Sólo varía la tasa de paro nacional	Varían ambas tasas a la vez
Aragón	0,053	-0,071	-0,018
La Rioja	0,046	-0,083	-0,037
Navarra	0,039	-0,025	+0,014
País Vasco	-0,022	0,067	+0,045

La conclusión principal que se puede extraer de estos resultados es que ha habido escasa respuesta de los salarios regionales a la evolución de las tasas de paro. Fijándonos en el caso de Aragón podemos razonar de la siguiente manera: ante la bajada observada en promedio en las tasas de paro para el periodo considerado (13% anual en Aragón y 8,8% en España), los salarios han respondido con también una reducción del 0,065%. Más detalladamente, si tomamos un año típico en el que la tasa de paro en Aragón ha caído, por ejemplo, del 11,5% al 10% (es decir, aproximadamente una caída del 13%) y a la vez en España la tasa de paro se ha reducido, también por ejemplo del 16,5% al 15% (correspondiente más o menos a ese 8,8% de caída), los salarios reales en Aragón, en ese mismo año tipo, se habrían reducido, permaneciendo todos los demás factores inalterados, en un 0,065%, por ejemplo de 20.000 euros anuales a 19.987 euros. En las otras regiones la respuesta salarial no ha sido mucho mayor. Así, en La Rioja y en el País Vasco, cada año los salarios reales se han reducido un 0,35% y un 0,33%, respectivamente. Esto significa que la retribución de 20.000 euros anuales se habría convertido en una de 19.930 euros y 19.334 euros. La cuantía en Navarra ha sido similar sólo que de signo contrario. En Navarra, ante la caída típica del paro en esa región y en España los salarios habrían respondido cada año, *ceteris paribus*, con una subida salarial del 0,37%, es decir, los salarios habrían pasado de un valor de 20.000 euros a 20.074 euros. En resumidas cuentas, la respuesta de los salarios a la tasa de paro es bastante escasa en estas regiones como para poder hablar de una flexibilidad salarial destacable.

En conclusión, la flexibilidad salarial, si la hay, es muy reducida en esas regiones. La actual tendencia decreciente en las tasas de paro, tanto regionales como nacional, tiene poca o nula influencia en los salarios reales percibidos. Éstos responden básicamente a la evolución general de los salarios en la región y, en un grado ligeramente menor, a la inercia de los salarios en años anteriores. El nivel de la productividad, por su parte, también ejerce un reducido influjo en la evolución de los salarios, si bien en el País Vasco presenta un comportamiento ligeramente alejado al de las otras tres regiones. Todo ello nos lleva a concluir que los salarios en un sector siguen de forma muy escasa las características propias de ese sector y que vienen determinados principalmente por la situación global de la economía y de la inercia salarial previa. Esto deja poco espacio para una mayor flexibilidad y

¹⁹ Para obtener un indicador de la flexibilidad salarial a escala nacional utilizamos la siguiente expresión $(\alpha_6 + \alpha_7)/(1 - \alpha_2)$, ver Jimeno y Bentolila (1998).

para una mayor vinculación de los salarios a la productividad. No obstante, la fase expansiva del ciclo que todavía está atravesando la economía española parece justificar este tipo de comportamientos, dado el sistema de negociación intermedio de descentralización que favorece un proceso de imitación salarial (Bande et al., 2005). Finalmente, en el plano regional, es preciso señalar que aunque existen diferencias apreciables en cuanto a los resultados de la estimación, no lo son suficiente como para hablar de comportamientos del mercado de trabajo distintos, salvo quizá en el caso del País Vasco, debido a un mayor esfuerzo por tratar de reducir sus niveles de paro.

3.5 Conclusiones

En esta sección hemos llevado a cabo un par de ejercicios econométricos con el fin de ahondar en las explicaciones sobre el comportamiento de los mercados de trabajo en las regiones consideradas. Bajo la premisa de que, aparte de las diferencias en los elementos relacionados con la oferta y la demanda de la mano de obra, las diferencias regionales en los diversos indicadores laborales pueden deberse a aspectos institucionales, se ha procedido a estudiar el mecanismo de determinación salarial en cada una de esas regiones. El modelo teórico utilizado se fundamenta en las consideraciones de negociación entre los representantes de los trabajadores y de los empresarios. A partir de ahí se ha derivado una especificación empírica sencilla pero que capta muy bien diversos condicionantes del mercado de trabajo. Así, la productividad laboral recoge la influencia de la cantidad y la calidad de la oferta de trabajo, mientras que el salario alternativo capta el efecto de variables relacionadas con la demanda de la mano de obra. Los factores institucionales vienen expresados por el grado de respuesta del incremento salarial tanto a la ganancia en productividad como a la evolución del salario alternativo. Posteriormente, también se ha incorporado el análisis de la flexibilidad salarial, expresado como el grado de respuesta de los niveles salariales a las tasas de paro.

Los resultados aquí obtenidos permiten observar que, ciertamente, existen algunas diferencias en cuanto al comportamiento de los mercados de trabajo de las regiones estudiadas, si bien estas diferencias no permiten hablar de mercados de trabajo regionales distintos. Como características comunes a las cuatro regiones podemos destacar, por un lado, la baja vinculación del aumento salarial acordado en la negociación a la ganancia en productividad, si bien en Aragón y en el País Vasco esta vinculación es mayor que la que existe con el aumento en el salario alternativo; por otro lado, la escasa respuesta de los salarios a la tasa de paro, ya sea nacional o regional, y su gran dependencia a los salarios actuales de la región y a los valores pasados de los salarios en el sector. La principal diferencia entre las regiones estriba en la heterogénea relación existente entre el aumento salarial acordado y el incremento del salario alternativo. En el País Vasco esta relación es inexistente; en Aragón es reducida y dominada por la que se observa entre el aumento salarial y la ganancia en productividad; en La Rioja esta relación es elevada si consideramos el salario alternativo expresado en términos nacionales; mientras que en Navarra es también

elevada pero únicamente cuando el salario alternativo se ha elaborado con datos regionales. Esta diferencia en el grado de relación permite observar comportamientos ligeramente distintos en los mercados de trabajo de las cuatro regiones, pero creemos que no los suficientes como para hablar de distintos patrones de funcionamiento del mercado de trabajo.

4. Conclusiones

Diversos indicadores sitúan a Aragón, el País Vasco, Navarra, La Rioja, en una posición envidiable con respecto a la media nacional Así, a lo largo de los últimos 30 años estas comunidades han mantenido unos guarismos en la tasa de paro inferior a la media, destacando los casos de La Rioja, Navarra y Aragón; las tasas de empleo son superiores a la media, mientras que los salarios también son superiores a la media española. Todos estos datos indican que estas Comunidades Autónomas presentan una situación del mercado de trabajo más cercana a los estándares europeos que el resto. No obstante estas similitudes en los indicadores de las regiones mencionadas, hay también acusadas diferencias en otros aspectos, como en la composición sectorial productiva y del empleo o los niveles de los precios.

En consecuencia, existen varios factores que influyen en el mercado de trabajo para los cuales se hace necesario un examen más profundo y detallado con el fin de valorar las similitudes y diferencias en los casos de las cuatro comunidades autónomas aquí consideradas. Algunos de ellos se suponen que son realmente cruciales como podrían ser la composición poblacional por edades, sexo y niveles educativos, de la mano de obra con referencia a las tasas de actividad, empleo y paro, los costes laborales, la productividad en el trabajo o las dotaciones regionales de capital físico y humano, mientras que otros, aunque importantes, pueden tener una menor relevancia como serían el grado de temporalidad, la cobertura en la negociación colectiva o los movimientos migratorios. Las pretensiones del trabajo no se quedan aquí sino que, una vez obtenido un diagnóstico de los mercados de trabajo en estas comunidades, se investigan aspectos más precisos como el problema de la flexibilidad salarial y el mecanismo de determinación salarial. Las pretensiones del trabajo no se quedan allí sino que, una vez obtenido un diagnóstico de los mercados de trabajo en estas comunidades, se investigan aspectos más precisos como el problema de la flexibilidad salarial y el mecanismo de determinación salarial.

Un estudio como el aquí propuesto se revela en cualquier caso como muy útil tanto si el comportamiento de los mercados de trabajo en estas cuatro regiones son ciertamente parecidos o si, por el contrario, son marcadamente diferentes. Si del resultado del análisis se obtiene que los factores estudiados son semejantes para las comunidades examinadas, debería concluirse que hay cierto patrón de comportamiento en el funcionamiento en el mercado de trabajo de estas regiones al presentar unos indicadores de paro, empleo y

salarios más que aceptables, por lo que podrían tomarse como modelos que tratarían de ser imitados por el resto de comunidades, si su objetivo es de presentar buenos resultados en estos indicadores. Si, por el contrario, los mercados de trabajo de estas cuatro regiones presentan rasgos distintivos entre sí, los resultados obtenidos se pueden interpretar como evidencia de que diversos modelos de funcionamiento permiten alcanzar resultados deseados y que, por tanto, las regiones no tienen que limitarse a un único esquema de actuación sino que pueden “optar” por distintas vías para obtener esos niveles deseados en los indicadores considerados. Éste es, en definitiva, el principal objetivo que pretende conseguir este trabajo: analizar pormenorizadamente el funcionamiento del mercado de trabajo en Aragón y, una vez obtenida una panorámica que refleje la situación de su mercado de trabajo, extender el estudio a las otras tres comunidades mencionadas con el fin de hallar pautas comunes o diferenciadoras.

Un primer esbozo en el plano nacional nos muestra que las diferencias entre los indicadores de los mercados de trabajo regionales son de una magnitud considerable. Conviene, por tanto, analizar la evolución temporal de estas diferencias para precisar en qué medida son un fenómeno coyuntural de duración limitada o si tienen un carácter estructural, lo que estaría indicando la existencia de diferencias permanentes en el funcionamiento de los mercados de trabajo regionales y la ausencia de mecanismos de ajuste que permitan reducir esas diferencias.

Las diferencias existentes en las distintas comunidades españolas en cuanto a tasas de actividad, empleo y paro son muy significativas, si bien la evidencia aportada nos muestra éstas son mucho menos acusadas entre las cuatro regiones que se están analizando. Las cuatro se sitúan en torno a la media en tasas de actividad y empleo y muy por debajo de la media en tasas de paro. De igual modo, las dotaciones regionales de capital físico (público y privado) y de capital humano son muy similares entre sí y en todo caso, superiores a la media nacional.

En las cuatro regiones consideradas, la productividad real ha aumentado de forma espectacular en los sectores de la agricultura y de la energía. La productividad en el sector industrial ha aumentado en estas regiones. En su conjunto, la productividad regional ha crecido más en La Rioja y Navarra que en Aragón, mientras que en el País Vasco, tal crecimiento ha sido menor que en Aragón, aunque todavía por encima del agregado nacional. Globalmente, los costes laborales han aumentado en este periodo un 10% en La Rioja, un 7% en Aragón, un 6% en Navarra y sólo un 3% en el País Vasco, lo que ha permitido que en todas las regiones los costes laborales unitarios hayan disminuido entre un 1 y un 3%, concentrándose sobre todo en la agricultura y energía.

Se puede observar mínimas diferencias en cuanto a los tipos de contratos predominantes en cada región, la organización y duración de la jornada laboral, las horas trabajadas, el tamaño imperante de la empresa, el tipo de convenio más utilizado o el flujo migratorio. Tomadas en su conjunto, la evidencia empírica aportada parece indicar que los mercados

de trabajo de las cuatro regiones estudiadas presentan muchas más similitudes que diferencias.

Cuando se lleva a cabo el análisis econométrico del mecanismo de determinación laboral y de la flexibilidad salarial obtenemos resultados parecidos. El sistema de negociación colectiva puede representar un papel fundamental a la hora de ofrecer una mayor diferenciación salarial, que permita un mejor ajuste de los salarios a las diferencias de productividad entre regiones y reducir los elevados diferenciales regionales. Por su parte, ante la falta de movilidad interregional suficiente, la escasa flexibilidad salarial reduce los incentivos que tienen los trabajadores a migrar hacia regiones con un mayor salario y limita las ganancias que podría obtener las empresas, en términos de menores costes laborales, si se desplazaran hacia las regiones con mayor tasa de paro.

Los resultados obtenidos permiten observar que, ciertamente, existen algunas diferencias en cuanto al comportamiento de los mercados de trabajo de las regiones estudiadas, si bien estas diferencias no permiten hablar de mercados de trabajo regionales distintos. Como características comunes a las cuatro regiones podemos destacar, por un lado, la baja vinculación del aumento salarial acordado en la negociación a la ganancia en productividad, y por otro lado, la escasa respuesta de los salarios a la tasa de paro, ya sea nacional o regional, y su gran dependencia a los salarios actuales de la región y a los valores pasados de los salarios en el sector. La principal diferencia entre las regiones estriba en la heterogénea relación existente entre el aumento salarial acordado y el incremento del salario alternativo.

Como conclusión final debe decirse que los factores estudiados son semejantes para las comunidades examinadas, con lo que se puede hablar de cierto patrón de comportamiento en el funcionamiento en el mercado de trabajo de estas regiones al presentar unos indicadores de paro, empleo y salarios más que aceptables, y que se refleja en un mecanismo de determinación parecido, por lo que podrían tomarse como modelos que tratarían de ser imitados por el resto de comunidades.

BIBLIOGRAFIA

- ALÁEZ, R., LONGÁS, J.C. y ULIBARRI, M. (2003): "Diferencias salariales en España: un análisis sectorial/regional", *Revista de Estudios Regionales*, 3, pp. 5-24.
- ALONSO, J. e IZQUIERDO, M. (1999): "Disparidades regionales en el empleo y desempleo", *Papeles de Economía Española*, 80, pp. 79-99.
- ANDRÉS, J. y GARCÍA, J. (1991): "Determinación de salarios, productividad y empleo. Evidencia para la economía española", *Revista de Economía Pública*, 11, pp. 169-190.
- ANDRÉS, J. y GARCÍA, J. (1993): "Factores determinantes de los salarios: evidencia para la industria española", en DOLADO J., MARTÍN, C. y RODRÍGUEZ-ROMERO, L. (eds.): *La industria y el comportamiento de las empresas españolas, ensayos en homenaje a Gonzalo Mato*, Alianza Economía, Madrid.
- ANTOLÍN, P. (1999): "La curva de Beveridge y las disparidades regionales en España", *Papeles de Economía Española*, 80, pp. 69-78.
- ANTOLÍN, P. y BOVER, O. (1997): "Regional migration in Spain: the effect of personal characteristics y of unemployment, wage y house price differentials using pooled cross-sections", *Oxford Bulletin of Economics y Statistics*, 59, pp. 215-235.
- BADDELEY M., MARTIN R. y TYLER P. (1998): "European regional unemployment disparities: convergence or persistence?", *European Urban y Regional Studies*, 5(3), pp. 195-215.
- BAJO, O., RABADÁN, I y SALAS, R. (1999): "Regional wage flexibility in Spain, 1989-1992", *Papeles de Trabajo*, Instituto de Estudios Fiscales.
- BANDE, R. y FERNÁNDEZ, M. (2003): "El papel del mecanismo de determinación salarial en la explicación de los patrones de empleo en Galicia", *Revista de Estudios Regionales*, 68, pp. 87-105.
- BANDE, R., FERNÁNDEZ, M. y MONTUENGA, V. (2005): "Regional disparities in the unemployment rate: the role of the wage-setting mechanism in Spain, 1987-1992", mimeo, en evaluación en *Regional Studies*.
- BANDE, R., FERNÁNDEZ, M. y MONTUENGA, V. (2006): "Regional unemployment in Spain: disparities, business cycle and wage setting", mimeo, en evaluación en *Labour Economics*.
- BENTOLILA, S. (1997): "Sticky labor in Spanish regions", *European Economic Review, Papers and Proceedings*, 41, pp. 591-98.
- BENTOLILA, S. (2001): "Las migraciones interiores en España", en HERCE, J.A. y JIMENO, J.F., (eds.): *Mercado de Trabajo, Inmigración y Estado de Bienestar*. FEDEA y CEA, Madrid.
- BENTOLILA, S y DOLADO, J. (1994): "Labour flexibility y wages: Lessons from Spain", *Economic Policy*, 18, pp. 53-99.
- BLANCHARD, O. y KATZ, L. (1992): "Regional evolutions", *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 1-75.
- BLANCHARD, O. y KATZ, L. (1999): "Wage dynamics: Reconciling theory y evidence", *American Economic Review, AEA Papers y Proceedings*, 89, pp. 69-74.

- BLANCHARD O. y WOLFERS, J. (2000): "The role of shocks y institutions in the rise of European unemployment: the aggregate evidence", *Economic Journal*, 110, pp. 1-33.
- BLANCHFLOWER D. y OSWALD A. (1994): *The Wage Curve*, MIT Press, Cambridge, MA.
- BLANCHFLOWER, D., OSWALD, A. y SANFEY, P. (1996): "Wages, profits and rent-sharing", *Quarterly Journal of Economics*, 111, pp. 227-251.
- BOVER, O. y VELILLA, P. (1999): "Migration in Spain: historical background and current trends", IZA *Discussion Papers*, 88, Institute for the Study of Labor, IZA.
- CALMFORS, L (2001): "Wages and wage-bargaining institutions in the EMU, A survey of the issues", *Empirica*, 2001:28.
- CALMFORS, L. y DRIFFILL, J. (1988): "Bargaining structure, corporatism y macroeconomic performance", *Economic Policy*, 6, pp. 13-61.
- CARD, D. (1995): "The wage curve: A review", *Journal of Economic Literature*, 33, pp. 785-799.
- DE LA FUENTE, A. (1999): "La dinámica territorial de la población española: un panorama y algunos resultados provisionales", *Revista de Economía Aplicada*, 20, pp. 53-108.
- DE LA FUENTE, A. (2002): "Capital humano y crecimiento: nuevas series de escolarización y algunos resultados para la OCDE", *Economía Industrial*, 348, pp. 41-52.
- DECRESSIN, J. y FATÁS, A. (1995): "Regional labour markets in Europe", *European Economic Review*, 39, 1, pp. 627-55.
- DOLADO, J., FELGUEROSO, F. y JIMENO, J. (1997): "The effects of minimum bargained wages on earnings: Evidence from Spain", *European Economic Review (Papers and Proceedings)*, 41:3-5, pp. 713-721.
- DOLADO, J., GARCIA-SERRANO, C. y JIMENO, J. (2002): "Drawing lessons from the boom of temporary jobs in Spain", *Economic Journal*, 112, pp. 270-295.
- DRAPER, M. (1993): "Indicación salarial y empleo: Un análisis desagregado para el caso español", *Moneda y Crédito*, 197, pp. 129-165.
- FERNÁNDEZ, M. y POLO, C. (2002): "Diferencias entre los mercados de trabajo de dos regiones contiguas: el caso de Galicia y la Región Norte de Portugal", *Revista Asturiana de Economía*, 25, pp. 245-273.
- FERNÁNDEZ M., MONTUENGA, V. y ROMEU, A. (2005): "The link between wages and productivity in Spain", mimeo, en evaluación en *International Review of Applied Economics*.
- FERNÁNDEZ, M. y MONTUENGA, V. (1997): "Salario y productividad sectorial: ¿Existe evidencia de un comportamiento dual?", *Cuadernos Económicos de ICE*, 63, pp. 79-104.
- FERNÁNDEZ, M. y MONTUENGA, V. (2001): "The relationship between wages y productivity: can inter-industry wage differentials explain the behaviour of aggregate unemployment?", *Konjunkturpolitik, Applied Economics Quarterly*, 47, pp. 251-63.
- FERREIRO, J. y SERRANO, F. (2001): "The Spanish labour market: reforms and consequences", *International Review of Applied Economics*, 15, pp. 31-53.
- FINA L. (2001): *El reto del empleo*, McGraw-Hill.

- FLANAGAN, R.J. (1999): "Macroeconomic performance and collective bargaining: an international perspective", *Journal of Economic Literature*, XXXVII, pp. 1150-1175.
- FRUTOS, L. M. (2001): "Población y mercado de trabajo", *Papeles de Economía Española. Economía de las Comunidades Autónomas. El valle medio del Ebro*, 19, pp. 47-70.
- GARCIA I. y MONTUENGA V. (2003): "The Spanish wage curve: 1994-1996", *Regional Studies*, 37, pp. 929-45.
- GRAAFLAND, J. y VERBRUGGEN, J. (1993): "Macro against sectoral wage equations for The Netherlands", *Applied Economics*, 25, pp. 1373-1383.
- IVIE (2005): *Mejoras educativas en el mercado laboral español, 1964-2004*, Fundación Bancaja, Valencia.
- JIMENO, J.F. (1992): *Las Implicaciones Macroeconómicas De La Negociación Colectiva. El Caso Español*, Fedea, Documento De Trabajo 92-08.
- JIMENO, J.F. y BENTOLILA, S. (1998): "Regional unemployment persistence (Spain, 1976-1994)", *Labour Economics*, 5, pp. 25-51.
- JIMENO, J.F. y BENTOLILA, S. (2005): "Spanish unemployment: the end of the wild ride?", Cemfi, *Working Paper 0307*, The Yrjö Jahnsson Foundation-Cesifo Volume On Unemployment In Europe: Reasons y Remedies, Cambridge, Ma: Mit Press.
- LAYARD, R., S. NICKELL Y JACKMAN, R. (1991): *Unemployment: Macroeconomic performance y the labour market*, Oxford University Press, Oxford.
- LAYARD, R. y NICKELL, S.J. (1999): "Labour market institutions and economic performance", en ASHENFELTER, O. y CARD, D. (eds.): *Handbook of Labor Economics*, V. 3A, North Holland: Amsterdam.
- LOPEZ-BAZO E., BARRIO T., y ARTIS M. (2002): "The Regional Distribution of Spanish Unemployment. A Spatial Analysis", *Papers in Regional Science*, 81, pp. 365-389.
- LORENCES, J., FERNYEZ, V. y RODRIGUEZ, C. (1995): "Diferencias interterritoriales de salarios y negociación colectiva en España", *Investigaciones Económicas* 29, pp. 309-324.
- MARIMON, R. y ZILIBOTTI, F. (1998): "Actual versus real employment in Europe. Is Spain different?", *European Economic Review*, 42 (1), pp. 123-153.
- MARTIN R. (1997): "Regional unemployment disparities y their dynamics", *Regional Studies* 31(3), pp. 237-52.
- MONTUENGA, V. (2002): "Diferencias salariales en los sectores industriales españoles", *Cuadernos Aragoneses de Economía*, 12, pp. 157-168.
- MONTUENGA, V., GARCÍA, I. y FERNÁNDEZ, M. (2005): "Regional wage flexibility: the wage curve in five EU countries", en CAROLEO, F. y DESTEFANIS, S. (eds.): *Regions, Europe y the labour market. Recent problems y developments*. Physica Verlag (en prensa).
- MONTUENGA V. y RAMOS J.M. (2005): "Reconciling wage curve and Phillips curve", *Journal of Economic Surveys*, 19(5), pp. 735-766.
- MOULTON, B. (1986): "Random group effects y the precision of regression estimates", *Journal of Econometrics*, 32, pp. 385-397.

- MURILLO, I., NUÑEZ F. y USABIAGA C. (2005): "Análisis del diferencial de desempleo andaluz y extremeño", *Revista de Estudios Regionales*, 2ª Época 72, pp. 45-83.
- NICKELL, S. (1997): "Unemployment y labor market rigidities: Europe versus North America", *Journal of Economic Perspectives* 11, pp. 55-74.
- NICKELL, S. y KONG, P. (1992): "An investigation into the power of insiders in wage determination", *European Economic Review*, 36, pp. 1573-1599.
- NICKELL, S. y WADHWANI, S. (1990): "Insider forces y wage determination", *Economic Journal*, 100, pp. 496-509.
- NUNZIATA, L. (2005): "Institutions and wage determination: a multi-country approach", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67 (4), pp. 435-466.
- OVERMAN, H. y PUGA D. (2002): "Unemployment clusters across Europe's regions y countries", *Economic Policy* 34, pp. 115-47.
- PÉREZ-INFANTE, J.L. (2003): "La estructura de la negociación colectiva y los salarios en España", *Revista del Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales*, 46, pp. 41-96.
- RODRÍGUEZ, C. (1998): "Salarios y negociación colectiva en Asturias", *Revista de Economía Aplicada*, 18, pp. 27-60
- SEGURA, J. (2001): "La reforma del mercado de trabajo español: un panorama", *Revista de Economía Aplicada*, IX, pp. 157-190.
- SERRANO, L. (2002): "Salarios regionales y dotaciones de capital humano", *Revista de Economía Aplicada* 28, pp. 23-38.
- TAYLOR J. y BRADLEY, S. (1997): "Unemployment in Europe: a comparative analysis of regional disparities in Germany, Italy y the UK", *Kyklos* 50, pp. 221-245.
- SEGURA, J. (2001): "La reforma del mercado de trabajo español: un panorama", *Revista de Economía Aplicada*, IX, pp. 157-190.
- VILLAVERDE, J. (1999): "Dispersión y flexibilidad regional de los salarios en España", *Papeles de Economía Española*, 80, pp. 171-84.
- VILLAVERDE, J. (2001): "El valle del Ebro como eje de desarrollo: una caracterización", *Papeles de Economía Española. Economía de las Comunidades Autónomas*, 19, pp. 3-15.
- VILLAVERDE, J y MAZA, A. (2002): "Salarios y desempleo en las regiones españolas", *Papeles de Economía Española*, 93, pp. 182-194.
- WHITE, H. (1980): "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix y a direct test for heteroskedasticity", *Econométrica*, 48, pp. 817-838.

Fundación Economía Aragonesa (Fundear) ha sido creada por el **Gobierno de Aragón, Ibercaja y Caja Inmaculada** con el objeto de:

- Elaborar estudios sobre economía aragonesa o sobre el territorio aragonés, por iniciativa propia o por encargo.
- Organizar y supervisar equipos de investigación solventes científicamente, que realicen trabajos sobre economía y de carácter territorial encargados a través de la Fundación.
- Promover un debate informado sobre las alternativas a que se enfrenta la economía aragonesa y la política de organización del territorio. En especial organizará periódicamente encuentros, seminarios o jornadas sobre temas relevantes.
- Publicar o dar difusión por cualquier medio a los trabajos que realice, las conclusiones de los seminarios así como otros trabajos de interés para Aragón.
- Formar economistas especializados en temas relativos a la economía y política territorial aragonesa.

Patronato:

D. Amado Franco Lahoz, (Ibercaja), *Presidente*.
D. Tomás García Montes (CAI), *Vicepresidente*.
D. José Angel Biel Rivera (Gobierno de Aragón), *Vocal*.
D. Alberto Larraz Vileta (Gobierno de Aragón), *Vocal*.

Director:

D. José María Serrano Sanz

Publicaciones de Fundear:

Documento de trabajo 1/2003.

Aproximación a los servicios a empresas en la economía aragonesa.

Eva Pardos. Universidad de Zaragoza y Fundear.

Ana Gómez Loscos. Fundear.

Documento de trabajo 2/2003.

Índice Fundear: un sistema de indicadores sintéticos de coyuntura para la economía aragonesa.

María Dolores Gadea Rivas. Universidad de Zaragoza y Fundear.

Antonio Montañés Bernal. Universidad de Zaragoza y Fundear.

Domingo Pérez Ximénez de Embún. Fundear.

Documento de trabajo 3/2003.

Servicios a empresas y empleo en Aragón.

M^a Cruz Navarro Pérez. Universidad de La Rioja y Fundear.

Eva Pardos. Universidad de Zaragoza y Fundear.

Ana Gómez Loscos. Fundear.

Documento de trabajo 4/2003.

Los servicios a empresas en la estructura productiva aragonesa.

Eva Pardos. Universidad de Zaragoza y Fundear.

Ana Gómez Loscos. Fundear.

Documento de trabajo 5/2004.

La localización de los servicios empresariales en Aragón. Determinantes y efectos.

Eva Pardos. Universidad de Zaragoza y Fundear.

Fernando Rubiera Morollón. Universidad de Oviedo

Ana Gómez Loscos. Fundear.

Documento de trabajo 6/2004.

Factores de localización y tendencia de población en los municipios aragoneses

Luis Lanaspa. Universidad de Zaragoza.

Fernando Pueyo. Universidad de Zaragoza.

Fernando Sanz. Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 7/2004.

Determinantes del crecimiento económico. La interrelación entre el capital humano y tecnológico en Aragón

Blanca Simón Fernández. Universidad de Zaragoza.

José Aixalá Pastó. Universidad de Zaragoza.

Gregorio Giménez Esteban. Universidad de Zaragoza

Gema Fabro Esteban. Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 8/2004.

Determinantes de la siniestralidad laboral

Inmaculada García. Universidad de Zaragoza.

Victor Manuel Montuenga. Universidad de La Rioja.

Documento de trabajo 9/2004.

Evolución y perspectivas de la productividad en Aragón

Marcos Sanso Frago. Universidad de Zaragoza.

Pedro García Castrillo. Universidad de Zaragoza.

Fernando Pueyo Baldellou. Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 10/2004.

Las razones del saldo de comercio exterior: competitividad versus ventaja comparativa

Carmen Fillat Castejón. Universidad de Zaragoza.

Carmen López Pueyo. Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 11/2004.

El consumo de drogas entre los jóvenes aragoneses: evidencia de un proceso secuencial en varias etapas

José Alberto Molina. Universidad de Zaragoza.

Rosa Duarte. Universidad de Zaragoza.

José Julián Escario. Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 12/2004.

La industria aragonesa en el contexto europeo. Capacidad de reacción ante shocks externos

Jose Luis Gallizo Larraz. Universidad de Zaragoza.

Manuel Salvador Figueras. Universidad de Zaragoza.

Paloma Apellaniz Gómez. Universidad de Zaragoza.

Isabel Bueno Montañés. Universidad de Zaragoza.

Pilar Gargallo Valero. Universidad de Zaragoza.

Javier Savi Marcano. Universidad de Zaragoza.

Carlos Serrano Cinca. Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 13/2004.

Análisis económico financiero de las Cajas de Ahorros: su contribución al desarrollo económico de Aragón

Vicente Condor López. Universidad de Zaragoza.

José Ángel Ansón Lapeña. Universidad de Zaragoza.

M^a Pilar Blasco Burriel. Universidad de Zaragoza.

Isabel Brusca Alijarde. Universidad de Zaragoza.

Isabel del Cerro Gómez. Universidad de Zaragoza.

Alicia Costa Toda. Universidad de Zaragoza.

Margarita Labrador Barrafón. Universidad de Zaragoza.

Begoña Pelegrín Martínez de Pisón. Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 14/2005.

La demanda de servicios empresariales avanzados en la economía aragonesa

Eva Pardos. Universidad de Zaragoza y FUNDEAR.

Ana Gómez Loscos. FUNDEAR.

Gemma Horna. FUNDEAR.

Documento de trabajo 15/2005.

Las Empresas de Inserción en Aragón: características, evolución y futuro

Carmen Marcuello. Universidad de Zaragoza.

Ana Bellostas. Universidad de Zaragoza.

Juan Camón. Universidad de Zaragoza.

Chaime Marcuello. Universidad de Zaragoza.

José Mariano Moneva. Universidad de Zaragoza.

Documento de trabajo 16/2005.

Rentabilidad social de las nuevas infraestructuras de abastecimiento de agua a Zaragoza

Luis Pérez y Pérez, CITA del Gobierno de Aragón y Universidad de Zaragoza.

Jesús Barreiro Hurlé, IFAPA – Junta de Andalucía

Documento de trabajo 17/2005.

Análisis de las Estrategias de Protección del medioambiente de la empresa industrial aragonesa.

Concepción Garcés Ayerbe, Universidad de Zaragoza

Pilar Rivera Torre, Universidad de Zaragoza

Josefina Lucia Murillo Luna, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 18/2005.

Pensiones de la Seguridad Social y financiación privada de la dependencia de Aragón.

Antonio Sánchez Sánchez, Universidad de Zaragoza

Angelina Lázaro Alquezar, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 19/2005.

Efectos del gasto en defensa en la producción y el empleo de Aragón

Claudia Pérez Fornies, Universidad de Zaragoza

Jaime Jesús Sanaú Villarroja, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 20/2005.

Determinantes de la confianza del consumidor aragonés hacia la compra a través de Internet. Un estudio confirmatorio del comportamiento de compra

Carlos Flavián Blanco, Universidad de Zaragoza

Vidal Díaz de Rada Izuzquiza, Universidad Pública de Navarra

Javier Lozano Velázquez, Universidad de Zaragoza

Eduardo Torres Moraga, Universidad de Bío Bío, Chile

Raquel Gurrea Sarasa, Universidad de Zaragoza

Miguel Guinalú, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 21/2005.

Determinantes de no-visita a Ferias profesionales. Aplicación al comercio minorista aragonés

Carmen Berné Manero, Universidad de Zaragoza

Marta Pedraja Iglesias, Universidad de Zaragoza

Pilar Rivera Torres, Universidad de Zaragoza

Mercedes Marzo Navarro, Universidad de Zaragoza

Esperanza García Uceda, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 22/2005.

La Demanda de Bienes de Consumo en Aragón

José Alberto Molina, Universidad de Zaragoza

Rosa Duarte, Universidad de Zaragoza

Ana Isabel Gil, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 23/2005.

Relaciones dinámicas y predicción de precios en el complejo agroganadero en Aragón

Monia Ben-Kaabia, Universidad de Zaragoza

José M^a Gil Roig, Universidad Politécnica de Cataluña

Josefina Cabeza Laguna, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 24/2005

Incidencia territorial de los ingresos públicos de la Comunidad Autónoma de Aragón

Ramón Barberán Ortí, Universidad de Zaragoza

María Laura Espuelas Jiménez, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 25/2006

El sector turístico en las comarcas aragoneas

Ana Gómez Loscos, FUNDEAR

Gemma Horna, FUNDEAR

Documento de trabajo 26/2006

El sector turístico en las comarcas aragonesas

Ana Gómez Loscos, FUNDEAR

Vanessa Azón Puértolas, FUNDEAR

Documento de trabajo 27/2006

How many regional business cycles are there in Spain? A MS-VAR approach

Maria Dolores Gadea, Universidad de Zaragoza

Ana Gómez Loscos, FUNDEAR

Antonio Montañés, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 28/2006

La empresa aragonesa ante la reforma contable. Un estudio empírico de sus implicaciones

Vicente Cándor López, Universidad de Zaragoza

M^a Pilar Blasco Burriel, Universidad de Zaragoza

José Ángel Ansón Lapeña, Universidad de Zaragoza

Isabel Brusca Lijarde, Universidad de Zaragoza

Isabel del Cerro Gómez, Universidad de Zaragoza

Alicia Costa Toda, Universidad de Zaragoza

Margarita Labrador Garrafón, Universidad de Zaragoza

Begoña Pelegrín Martínez de Pisón, Universidad de Zaragoza

Documento de trabajo 29/2006

El Mercado de trabajo en Aragón: análisis y comparación con otras Comunidades Autónomas

Inmaculada García Mainar, Universidad de Zaragoza

Agustín Gil Sanz, Universidad de Zaragoza

Víctor Manuel Montuenga Gómez, Universidad de Zaragoza