# **ANÁLISE ECONÓMICA • 9**

#### **Víctor Manuel Montuenga**

Universidad de Santiago

#### Andrés E. Romeu Santana

Universitat Autònoma Barcelona

#### Melchor Fernández Fernández

Departamento de Fundamentos da Análise Económica Universidade de Santiago de Compostela Avda. do Burgo, s/n 15704 Santiago de Compostela

Tlfno.: 981 56 31 00 – ext.:11551 Fax: 981 54 71 34

DIFERENCIAS SALARIALES Y COMPORTAMIENTO NO COMPETITIVO EN EL MERCADO DE TRABAJO EN LA INDUSTRIA ESPAÑOLA

#### **CONSELLO EDITOR:**

Xoaquín Alvarez Corbacho,

Economía Aplicada. UC; Manuel Antelo Suárez,

Fundamentos da Análise Económica. USC;

Juan J. Ares Fenández,

Fundamentos da Análise Económica. USC;

Xesús Leopoldo Balboa López, Historia Contemporánea. USC;

Xosé Manuel Beiras Torrado,

Economía Aplicada. USC; **Joam Carmona Badía,** 

Historia e Institucións Económicas. USC;

Luis Castañón Llamas

Economía Aplicada. USC;

Xoaquín Fernández Leiceaga,

Economía Aplicada. USC;

Lourenzo Fernández Prieto,

Historia Contemporánea. USC;

Ignacio García Jurado,

Estatística e Investigación Operativa. USC;

Mª do Carmo García Negro,

Economía Aplicada. USC;

Xesús Giraldez Rivero,

Historia e Institucións Económicas. USC.

Wenceslao González Manteiga,

Estatística e Investigación Operativa. USC;

Manuel Jordán Rodríguez,

Economía Aplicada. USC;

Rubén C. Lois González,

Xeografía. USC;

Edelmiro López Iglesias,

Economía Aplicada. USC;

José A. López Taboada,

Historia e Institucións Económicas. USC.

Alberto Meixide Vecino.

Fundamentos da Análise Económica. USC;

Emilio Pérez Touriño,

Economía Aplicada. USC;

Miguel Pousa Hernández

Economía Aplicada. USC;

Albino Prada Blanco,

Economía Aplicada. UV;

Carlos Ricoy Riego,

Fundamentos da Análise Económica. USC;

José Ma da Rocha Alvarez,

Fundamentos da Análise Económica. UV;

Xavier Rojo Sánchez,

Economía Aplicada. USC;

José Santos Solla.

Xeografía. USC;

Juan Surís Regueiro,

Economía Aplicada. UV;

Manuel Varela Lafuente,

Economía Aplicada. UV;

#### **COORDENADORES DA EDICIÓN:**

- Área de Análise Económica

Juan J. Ares Fernández

- Área de Economía Aplicada

Manuel Jordán Rodríguez

- Área de Historia

Lourenzo Fernández Prieto

- Área de Xeografía

Rubén C. Lois González,

#### **ENTIDADES COLABORADORES**

Fundación Caixa Galicia

Consello Económico e Social de Galicia

Fundación Feiraco

Instituto de Estudios Económicos de

Galicia Pedro Barrié de la Maza

Edita: Servicio de Publicacións da Universidade de Santiago de Compostela

ISSN: 1138 - 0713 D.L.G.: C-1689-97

# DIFERENCIAS SALARIALES Y COMPORTAMIENTO NO COMPETITIVO EN EL MERCADO DE TRABAJO EN LA INDUSTRIA ESPAÑOLA<sup>a</sup>

Melchor Fernández Fernández<sup>b</sup> Universidade de Santiago Víctor Manuel Montuenga Gómez<sup>c</sup> Universidade de Santiago

Andrés E. Romeu Santana<sup>d</sup> Universitat Autònoma Barcelona

#### Resumen

De la observación de los salarios industriales en los últimos años, se desprende que ha aumentado de un modo no despreciable la dispersión de los salarios sectoriales en la industria española. La explicación de este hecho y su relación con el mecanismo de determinación salarial prevaleciente en la industria española es el objetivo de este trabajo. A partir de una ecuación salarial que incorpora variables específicas para recoger parte de las propuestas de la teorías no competitivas del mercado de trabajo, se identifican algunas de las anomalías empíricas del planteamiento competitivo, se sugiere una interpretación plausible sobre su origen y se valora su repercusión sobre el nivel de empleo.

#### **Abstract**

Wage dispersion across the Spanish industrial sectors has been continuously increasing during the last years. In this work we attempt to explain this fact by studying the wage setting process prevailing in the Spanish industry. Starting from a wage equation which includes sector-specific variables related to non-competitive theories of the labour market we identify special features different from the competitive behaviour, suggest its possible origin and assess the effects over unemployment level.

<sup>&</sup>lt;sup>a</sup> Agradecemos las sugerencias de J L Raymond en la elaboración de este artículo, así como la desinteresada colaboración de Francisco Goerlich al proporcionarnos su base de datos. De igual modo agradecemos los comentarios manifestados en los *workshops* de la UAB y en el 4º Encontro Galego.

<sup>&</sup>lt;sup>b</sup> El autor agradece el apoyo financiero de la DGES, PB96-1161.

<sup>&</sup>lt;sup>c</sup> El autor agradece el apoyo financiero de la DGYCIT PB93-0857.

<sup>&</sup>lt;sup>d</sup> El autor agradece el apoyo financiero de la *Generalitat de Catalunya* mediante la beca de *Formacio d'Investigadors*.

#### 1. Introducción

Los datos recientes de la industria española muestran cómo la dispersión del salario sectorial se ha incrementado de un modo considerable. Dado que la evolución de la productividad sectorial presenta un nivel de dispersión muy elevado, si cada sector se apropia plenamente de sus ganancias de productividad, podríamos explicar completamente este comportamiento de los salarios. Sin embargo, la escasa relación entre la fijación del salario sectorial y la evolución de la productividad, sobre todo en los sectores denominados dinámicos, estimada en recientes trabajos aplicados a la industria española (Fernández y Montuenga, 1997 y 1998), pone en duda la justificación de las diferencias salariales basada en diferencias productivas. Aunque el efecto no es nulo parte del aumento de las divergencias salariales en los últimos años puede deberse, como se constata en Fenández y Montuenga (1997), a una mayor correspondencia de los incrementos salariales con los incrementos en la productividad del trabajo entre sectores- la causa última, empero, podría obedecer bien a diferencias en la composición de la fuerza de trabajo por sectores o bien al propio mecanismo de determinación salarial prevaleciente en la industria española.

Respecto a la primera explicación, Andrés y García (1991) proporcionan un examen detallado de las diferencias salariales entre sectores. Estos autores muestran que al controlar por factores específicos a la fuerza laboral o a las características de los puestos de trabajo, sólo se elimina una parte de las diferencias de los niveles salariales observados. Por lo tanto, en gran medida, la respuesta debe ser ofrecida por el propio mecanismo de determinación salarial prevaleciente. En esta línea, el presente trabajo pretende ofrecer evidencia adicional para contrastar la importancia de diferentes variables específicas que identifiquen algunas de las anomalías empíricas del planteamiento competitivo del mercado de trabajo y que las diferentes teorías no competitivas de determinación salarial consideran relevantes en la fijación de los salarios.

Poder discernir entre el modelo de *insiders-outsiders*, el modelo de salarios de eficiencia, el modelo con sindicatos o el modelo de reparto de rentas como representante de la realidad del mercado de trabajo en España sería importantísimo. Tener algún conocimiento de cuál es el mecanismo de determinación salarial permitiría aplicar las

políticas laborales adecuadas a cada caso. Así, por ejemplo, bajo una determinación salarial típica del modelo *insider-outsider*, una medida directa sería tratar de flexibilizar el mercado laboral mediante la disminución de los costes de despido y de las trabas administrativas. Por otro lado, en un mercado donde rigieran los salarios de eficiencia, medidas conducentes a reducir los problemas de información asimétrica serían de inmediata aplicación. La literatura empírica de la economía española se ha centrado en la evaluación del poder insider y en la contrastación de la hipótesis de salarios de eficiencia. La evidencia en el caso de la economía española parece confirmar un bajo poder insider (ver Andrés y García, 1991 y 1993, Dolado y Bentolila, 1992 y Draper, 1993), acercándose más a un mercado laboral donde domina la hipótesis de salarios de eficiencia (Anchuelo, 1993). Sin embargo, no podemos establecer una conclusión definitiva. Como ya se adelanta en Fernández y Montuenga (1997), este resultado puede ser consecuencia directa de la *proxy* utilizada para reflejar el poder *insider*<sup>1</sup>. Además, el hecho de que los salarios industriales estén influidos fundamentalmente por la situación del mercado de trabajo es compatible no sólo con la hipótesis de salarios de eficiencia sino también con otros modelos de determinación de rentas<sup>2</sup>. Este hecho conduce a buscar hipótesis alternativas para explicar el comportamiento del mercado de trabajo.

Para muchos autores, la hipótesis del salario de eficiencia constituye el marco más adecuado para entender por qué puede existir una fuerte influencia de los factores agregados (salario agregado y desempleo) frente a los factores sectoriales. Sin embargo, corroborar la hipótesis del salario de eficiencia es muy complicado ya que se necesita del estudio de argumentos alternativos lo que conlleva modificaciones del modelo básico. Además, un modelo de contraste directo entre el modelo de *insider-outsider* y el de salarios de eficiencia todavía no ha sido desarrollado satisfactoriamente, pese a los intentos de Nickell y Wadhwani (1990). Incorporar variables que recojan la posición negociadora de empresarios y trabajadores, la posición de las empresas en el mercado, el tamaño de las empresas o la situación financiera del sector, no consideradas en

\_

<sup>&</sup>lt;sup>1</sup> En los trabajos citados se ha vinculado el poder de los *insiders* al grado de indiciación de los salarios respecto de las variaciones de productividad en el sector. También se tienen en cuenta otras variables específicas cuyos efectos son generalmente no muy relevantes.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Además de la existencia de incentivos por parte de las empresas para no reducir los salarios de sus trabajadores, la presencia de sindicatos con líneas de acción sindical fijadas al margen de las condiciones específicas del sector o empresa, o la existencia de mecanismos de reparto de rentas al margen de la productividad, podrían ayudar a entender este resultado.

anteriores análisis, puede ser una dirección válida para resolver el problema de la discriminación entre modelos alternativos del mercado de trabajo.

Con el objeto de ampliar la evidencia empírica disponible, en este trabajo se ofrecen estimaciones de la relevancia de variables vinculadas al proceso de determinación salarial bajo las teorías no competitivas del mercado de trabajo para una muestra de 14 sectores industriales en el período 1964-92. Así, a partir de datos sectoriales, obtenidos de García *et al.* (1994) y Goerlich (1995) durante el período 1964-89 y por elaboración propia a partir de la Encuesta Industrial para su extensión hasta 1992, se estima una función de determinación salarial donde se incluyen variables específicas que recogen fenómenos como: la posición de las empresas en el mercado (concentración de la producción); el tamaño medio de la empresa por sector; la situación financiera (capacidad de pago); el nivel tecnológico; los costes de rotación o la acción sindical, relacionadas todas ellas en la literatura con la existencia de diferencias salariales.<sup>3</sup>

El punto de partida de nuestro análisis para explicar las diferencias salariales sectoriales es la ecuación de determinación salarial propuesta en Fernández y Montuenga (1997), a la que se irán incorporando nuevas variables explicativas. En términos prácticos, el problema de la estimación se plasma en que disponemos de un conjunto de variables (productividad y salario alternativo) de las que estamos seguros que pertenecen a la ecuación de regresión, y un conjunto de variables (variables dudosas) de las que no se sabe con certeza su pertenencia o no al modelo y que va a ser el conjunto de variables con las que experimentemos. Estas últimas, serían todas aquellas variables que pudiesen tener relación con el proceso de negociación salarial incluidas, o no, como variables explicativas en trabajos anteriores aplicados al análisis de la determinación salarial, e incluso aunque no exista consenso en la literatura acerca de su efecto sobre la formación salarial.

Los resultados de la estimación indican la existencia de comportamientos diferentes entre sectores en la determinación del salario real, presentando la industria en su conjunto un comportamiento dual. En especial, la evidencia obtenida para la segunda mitad de la muestra permite identificar un grupo de sectores donde la evolución salarial se vincula con variables que reflejarían la existencia de una estructura de salarios de eficiencia, mientras que otro grupo de sectores se caracterizarían por la relevancia de las

\_

<sup>&</sup>lt;sup>3</sup> Una justificación detallada de la influencia de estas características sectoriales sobre las diferencias salariales se puede encontrar en Lindbeck y Snower (1989). Una exhaustiva revisión de la literatura que trata de estimar la existencia de primas salariales se presenta en Geroski *et al.* (1995).

variables vinculadas al poder *insider*. Esta situación al combinarse con el hecho de que el grupo de sectores dinámicos tiende a coincidir con el grupo de sectores donde las subidas salariales se fijan de acuerdo a criterios de pago relativo, y el grupo de sectores retardatarios tiende a coincidir con el grupo de sectores donde el poder *insider* es mayor, puede ser el origen de los problemas de la economía española para generar suficiente empleo. La fijación de los salarios al margen de la situación general del mercado en algunos sectores en crisis, dificulta la reasignación del empleo hacia sectores más dinámicos, los cuales, para mantener el nivel productivo de sus trabajadores, los retribuyen por encima del salario competitivo limitándoles la capacidad de contratar nuevos trabajadores. En cualquier caso, debemos tomar estos resultados con la precaución debida. La brevedad de la muestra y la existencia de ciertas contradicciones para algún sector concreto generan cierta incertidumbre sobre las conclusiones obtenidas.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la sección 2 se realiza una breve reseña sobre los datos utilizados. En la sección 3 se presenta el marco teórico y se identifican los parámetros de la ecuación de salarios, prestando especial atención a aquellos que resultan fundamentales para la discriminación entre enfoques alternativos. Seguidamente describimos el método de estimación utilizado, una modificación del análisis de los límites extremos, inicialmente propuesto por Leamer (1983 y 1985). En la sección 5 se muestran los principales resultados empíricos obtenidos. Estas estimaciones son ampliadas mediante la consideración de un posible cambio estructural. Por último se resumen las principales conclusiones del estudio y se ofrecen posibles extensiones del análisis de los mecanismos de determinación salarial.

# 2. Diferencias sectoriales en la industria en España

El estudio abarca los catorce sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25 para la industria española durante el período 1964-1992.<sup>4</sup> En esta sección presentamos una serie de estadísticas descriptivas que sintetizan la evolución sectorial de la productividad, salarios y beneficios en la industria española, las cuales van a servir

\_

<sup>&</sup>lt;sup>4</sup> En el Apéndice A aparecen las equivalencias sectoriales con la Encuesta Industrial y la CNAE (1974).

como punto de partida para el posterior análisis empírico y la división del conjunto de la industria entre sectores dinámicos y retardatarios.<sup>5</sup>

Desviaciones Estándar de la Productividad y del Salario



0.2 0.0 65 70 75 80 85 90

En el Gráfico 1 se muestra la evolución de la dispersión entre sectores de los salarios y de la productividad. En ambos casos la dispersión ha crecido desde el inicio del período hasta la segunda crisis del petróleo (1979). A partir de este año y hasta 1982 se produce un proceso de acercamiento tanto entre productividades como entre salarios. Por último, desde 1983 y hasta el final del período de análisis las diferencias sectoriales han sufrido un nuevo proceso de dispersión mucho más acusado en el caso de la productividad aparente del trabajo. La comparación de ambas series aunque ofrece argumentos a favor de una clara relación entre ambas variables también presenta evidencia de que no todas las diferencias en la productividad sectorial acaban transformándose en diferencias salariales, lo que corrobora la existencia de diferencias sectoriales en el mecanismo de determinación salarial. Esta situación se da pese a que durante los años de expansión, 1985-1992, los costes laborales crecen por debajo de la productividad, invirtiendo su comportamiento anterior (ver Tabla 1).

\_

<sup>&</sup>lt;sup>5</sup> Siguiendo a Andrés y García (1993) y Draper (1993) se entiende por sector dinámico o expansivo áquel con un crecimiento de la productividad por encima de la media de la industria, mientras que sector retardatario o recesivo es áquel cuyo crecimiento de la productividad está por debajo.

Tabla 1. Análisis descriptivo por sectores

	Produ	ctividad/s	alario	Prod	uctividad	/hora	S	alario/hor	a
Sector	64-77	78-92	64-92	64-77	78-92	64-92	64-77	78-92	64-92
S1	2,45	3,03	2,75	0,082	0.067	0,075	0,082	0,037	0,060
S2	2,03	1,61	1,82	0,113	0.038	0,069	0,131	0,061	0,089
S3	1,89	1,98	1,94	0,091	0.034	0,058	0,097	0,029	0,057
S4	2,79	2,20	2,48	0,071	0.079	0,075	0,118	0,060	0,088
S5	1,62	1,55	1,58	0,089	0.035	0,058	0,113	0,035	0,067
<b>S6</b>	1,81	1,54	1,67	0,034	0.050	0,042	0,065	0,044	0,057
S7	1,61	2,07	1,86	0,067	0.075	0,072	0,112	0,045	0,079
S8	1,55	1,66	1,61	0,073	0.069	0,071	0,117	0,053	0,084
S9	1,66	1,46	1,56	0,086	0.051	0,069	0,122	0,028	0,073
S10	2,73	2,30	2,51	0,052	0,061	0,057	0,077	0,061	0,070
S11	1,94	1,62	1,78	0,053	0,035	0,042	0,078	0,043	0,053
S12	1,95	1,85	1,90	0,055	0,047	0,051	0,062	0,043	0,051
S13	2,15	1,65	1,89	0,077	0,038	0,056	0,116	0,034	0,071
S14	1,75	1,68	1,71	0,064	0,034	0,047	0,094	0,028	0,053

Notas: En el primer bloque se muestra la ratio productividad-salario. En el segundo y tercero aparecen respectivamente las tasas de crecimiento medias de la productividad y del salario en horas. Los períodos muestrales son los reflejados en el encabezamiento de cada columna.

La baja remuneración de la productividad se puede constatar en las primeras columnas de la Tabla 1 donde se reflejan los promedios de la ratio productividad-salario por sectores. Las ratios presentan un valor superior a la unidad lo que confirma que la productividad del trabajo supera al salario recibido, aunque este comportamiento tiende a reducirse tras la instauración de la democracia.

El aumento salarial promedio, que previo a los años de expansión (1985-1992) era superior al crecimiento en la productividad, invierte su comportamiento después de esa fecha. El hecho de que la productividad crezca por encima del coste laboral real sugiere un crecimiento de los márgenes empresariales durante la última década (corroborado por los datos presentados en la Tabla 2). De todas maneras hay que hacer notar que, como indica López (1991), estos márgenes empresariales incluyen costes distintos de los laborales, como los financieros o fiscales. Finalmente, también puede observarse en la

<sup>&</sup>lt;sup>6</sup> Normalmente, a lo largo de todo el artículo presentaremos las cifras para el período total de la muestra, 1964-92, y para la segunda mitad, 1978-92, con el objeto de resaltar los rasgos diferenciales que en este subperíodo podrían existir respecto al período global. Esta división de la muestra se ha tomado en base a la instauración de la democracia y la firma de los Pactos de la Moncloa. Los rasgos mencionados en el texto con referencia al período expansivo (1985-1992) también se manifiestan en el período 1978-1992, como puede observarse. En algunos casos, como sucede en las tablas 1 y 2, también incluimos los valores para la primera mitad de la muestra a efectos ilustrativos.

Tabla 2 que el número de horas trabajadas ha decrecido, en promedio, para casi todos lo sectores, especialmente durante el segundo subperíodo.

Tabla 2. Análisis descriptivo por sectores (continuación)

	Tubic 21 Timensis descriptivo por sectores (continuacion)												
	Benet	ficios/emp	leado	Δ(Bene	eficios/em	pleado)	Ho	ras trabaja	das				
Sector	64-77	78-92	64-92	64-77	78-92	64-92	64-77	78-92	64-92				
S1	1,12	3,19	2,19	0,073	0,087	0,080	-2,4	-0,5	-1,4				
S2	0,70	0,94	0,82	0,075	-0,053	0,006	-0,1	-5,7	-3,1				
S3	0,46	0,80	0,64	0,074	0,031	0,051	-0,5	-3,3	-2,0				
S4	0,88	1,76	1,34	0,011	0,097	0,057	1,6	-1,3	0,0				
S5	0,31	0,53	0,42	0,047	0,024	0,035	2,7	-2,7	-0,2				
S6	0,44	0,58	0,51	-0,015	0,028	0,008	3,0	-4,3	-0,9				
S7	0,25	1,30	0,79	-0,008	0,109	0,055	1,8	-2,8	-0,7				
S8	0,24	0,81	0,54	0,036	0,047	0,042	3,2	-4,2	-0,8				
S9	0,35	0,59	0,48	0,013	0,090	0,054	2,6	-1,5	0,4				
S10	0,44	,1.01	0,74	0,042	0,052	0,047	1,6	-1,9	-0,3				
S11	0,39	0,46	0,43	0,029	0,013	0,021	-0,6	-5,3	-3,1				
S12	0,54	0,88	0,71	0,043	0,041	0,042	1,0	-1,5	-0,3				
S13	0,56	0,67	0,62	0,025	0,035	0,031	3,4	-1,0	1,0				
S14	0,32	0,48	0,40	0,031	0,031	0,031	0,5	-3,8	-1,8				

Notas: En el primer bloque se muestra la ratio beneficios por empleado. En el segundo aparecen las tasas medias de crecimiento de dicha ratio, mientras que en el tercero se ofrecen las tasas de variación (expresadas en tanto por ciento) de las horas trabajadas.

Haciendo un breve comentario sobre las cifras para el segundo período, con el fin de hacer más relevante el posible cambio en la pauta de comportamiento, podemos señalar los siguientes puntos:<sup>7</sup>

- a) La ratio productividad-salario durante el período 1978-92 es menor, por lo general, que en el primer subperíodo, indicando un acercamiento entre ambas magnitudes.
- b) El crecimiento de la productividad ha disminuido, globalmente, durante el segundo subperíodo. No obstante, los sectores que crecen por encima (debajo) de la media para todo el período muestral, también lo hacen en este último subperíodo. Los únicos sectores que han cambiado su estado son el sector 2, Minerales metálicos, (que ha pasado de dinámico a retardatario) y el 10, Alimentación, que ha obrado a la inversa.

<sup>&</sup>lt;sup>7</sup> Para una mayor discusión de los valores para toda la muestra de las variables nos remitimos a Fernández y Montuenga (1997).

<sup>&</sup>lt;sup>8</sup> Para ver más claramente qué sectores son dinámicos o retardatarios hemos reconstruido las tablas 1 y 2, expresando la mismo información pero donde los valores son números índice en relación a la media, para la que toma el valor 1. Estas tablas se ofrecen en el Apéndice A.

- c) Las subidas salariales también se han moderado tras 1978, más incluso que los aumentos en productividad. Como ya hemos mencionado, este hecho ha permitido el acercamiento entre ambas magnitudes. En líneas generales, los sectores donde más crecen los salarios son los sectores donde el aumento en productividad es mayor, y este comportamiento se mantiene tanto en el período global como en la segunda submuestra. Una excepción destacada es el sector Energético que presenta un crecimiento de la productividad muy elevado y, sin embargo, sus subidas salariales son siempre muy inferiores a la media de la industria. Destacar que igual que ocurre con el crecimiento de la productividad las posiciones de los sectores respecto a la media casi no han variado en los dos subperíodos en que hemos dividido la muestra. La excepción más llamativa es el sector 9, Material de transporte que ha pasado de ser el sector donde más crecían los salarios antes de 1978 a ser donde menos lo hacen en el segundo subperíodo. Un comportamiento parecido ha seguido el sector 13, Caucho y plásticos.
- d) Finalmente señalar que después de 1978, todos los sectores presentan crecimientos negativos del número de horas trabajadas, agravándose la situación respecto al período total. Este dato confirma la desalentadora evolución del empleo industrial que junto con la agricultura está perdiendo peso relativo en favor de los servicios, tanto privados como, sobre todo, los no distribuidos a través del mercado.

Por último, en la Tabla 3 presentamos la correlación entre el crecimiento de la productividad y el crecimiento del salario real, así como la del crecimiento de la productividad con el crecimiento del empleo (en horas trabajadas).

Tabla 3. Correlaciones (variables en incrementos).

	Productivi	dad/salario	Productivida	nd/empleado
Sector	1964-92	1978-92	1964-92	1978-92
S1	0,80	0,80	-0,77	-0,83
S2	0,23	0,01	0,29	0,00
S3	0,45	0,18	0,15	-0,10
S4	-0,19	0,51	0,22	0,01
S5	0,76	0,78	0,14	-0,20
S6	0,47	0,77	-0,25	-0,35
S7	0,64	0,67	-0,74	-0,79
S8	0,42	0,52	-0,11	0,00
S9	0,20	-0,11	0,21	0,22
S10	0,72	0,84	-0,44	-0,30
S11	0,78	0,79	0,04	-0,09
S12	0,56	0,23	0,01	-0,29
S13	0,43	0,25	0,29	-0,29
S14	0,53	0,58	-0,06	-0,18

.

Entre los resultados obtenidos merece destacarse que las correlaciones entre incremento de la productividad e incremento del salario son todas positivas excepto para el sector 4, Químico. Sin embargo, la correlación entre empleo y productividad presenta evidencia mezclada. En algunos casos incrementos en la productividad van asociados con incrementos en el empleo (sectores 2, 3, 4, 5, 9, 11, 12 y 13), mientras que en otros sectores la relación es la contraria (sectores 1, 6, 7, 8, 10 y 14) lo que seguramente está reflejando fuertes diferencias tecnológicas por sectores.<sup>9</sup> Por lo que se refiere al período 1978-92, cabe destacar que la correlación entre productividad y horas trabajadas sólo es significativamente positiva en el sector 9, Material de transporte.

## 3. La determinación salarial en la industria española

Si las diferencias salariales observadas por sectores no se pueden explicar completamente ni de acuerdo a diferencias productivas ni de acuerdo a diferencias en la composición de la fuerza de trabajo por sectores, la causa última podría obedecer al propio mecanismo de determinación salarial prevaleciente en la industria española. El objetivo de este trabajo es ofrecer evidencia empírica sobre la relevancia de variables vinculadas al proceso de determinación salarial desde el enfoque de las teorías no competitivas del mercado de trabajo. Además de explicar las diferencias salariales entre sectores, la identificación de estas variables podría ser utilizada con el fin de intentar discriminar entre diversos modelos alternativos del comportamiento del mercado de trabajo desarrollados en la literatura en los últimos años.

En el caso español, la evidencia empírica apunta a un reducido peso de los *insiders* o factores específicos en la negociación salarial, lo que se traduce en que las ganancias de productividad no son completamente absorbidas por los salarios. Este hecho refleja que existen otros agentes económicos, además de los trabajadores, que se disputan las ganancias de productividad. Supuesto un modelo de determinación salarial basado en la negociación entre trabajadores y empresarios, estos últimos pueden trata de apropiarse de las ganancias de productividad incrementando por tanto sus beneficios. Sin embargo, no siempre será así. Si el empresario no dispone de cierto poder de mercado (mercados no competitivos) deberá repercutir la reducción de costes en el precio, lo que supondrá

<sup>&</sup>lt;sup>9</sup> El primer grupo de sectores coincide, salvo en el sector 4, Químico, con sectores clasificados como de tecnología baja o media por Martín (1997), mientras que el segundo grupo coincide con sectores intensivos o con tecnología media y alta. Este comportamiento ha supuesto que el peso de los empleos de las ramas más dinámicas se reduzca como pone de manifiesto Martín, Cuadro 2.

que serán los consumidores los agentes que absorban la ganancia de productividad. También podrían ser los empresarios de otros sectores (productores de bienes intermedios, necesarios para la producción del bien en cuestión) incrementando sus precios a un ritmo mayor, o incluso el gobierno vía impuestos, los que absorbieran las ganancias de productividad.

Al reducido peso de los factores específicos, como se apuntaba en la introducción, se une la elevada sensibilidad de los salarios industriales a la situación general del mercado de trabajo. La explicación a este hecho se ha vinculado bien a incentivos por parte de las empresas para no reducir los salarios de sus trabajadores, a pesar de la existencia de un nivel de desempleo muy elevado, <sup>10</sup> o bien a la escasa vigencia de la negociación a nivel de empresa y del predominio en la negociación salarial de los sindicatos nacionales que siguen unas líneas de actuación fijas para el conjunto de la industria, siempre opuestas a las reducciones salariales, e independientes de las condiciones específicas del sector. En todo caso, ambas explicaciones no son incompatibles ya que con seguridad conviven en el proceso de determinación de salarios.

Partiendo de un modelo de mercado de trabajo donde los salarios son el resultado de un proceso de negociación entre la empresa y los trabajadores, si queremos tener en cuenta todos los efectos que hemos estado mencionando a la hora de explicar la existencia de diferencias salariales nos interesará poder distinguir a los sectores de acuerdo a medidas como: el poder sindical; el grado de competencia en el mercado de producto; la intensidad del factor trabajo en la producción; la situación financiera del sector; los problemas de motivación en el trabajo o los costes de rotación. El salario resultante, tomando como partida el modelo de Nickell y Wadhwani (1990), se podría expresar como una combinación de dos tipos de factores: internos, donde recogeríamos todos los factores mencionados que reflejan la situación específica de cada sector, y externos, como el salario agregado y la tasa de paro de la industria.

La cuantificación de las características que hemos considerado relevantes en el análisis es, en muchos casos, una labor excesivamente complicada, cuando no imposible. Este hecho unido a la imposibilidad de disponer en otros casos de datos

<sup>&</sup>lt;sup>10</sup> La empresa puede encontrar rentable pagar por encima del salario de mercado o competitivo para motivar a sus trabajadores, reclutar a los mejores o retener a los más cualificados ya que espera recuperar esa prima salarial obteniendo una productividad y unos beneficios superiores.

específicos, ha obligado a reducir el conjunto de posibles variables explicativas de la estructura salarial industrial a las que a continuación presentamos.<sup>11</sup>

#### a) Variables relacionadas con el poder de mercado de los empresarios:

- El grado de concentración de los mercados de productos, GC. Aunque existe cierta controversia, se defiende la existencia de una asociación positiva entre el nivel de concentración de los mercados y los salarios que puede estar fundada en varios razonamientos diferentes. En primer lugar, los sectores concentrados tienen mayores beneficios (sobre todo monopolios) por lo que pueden ofrecen salarios altos para evitar ser censurados por la sociedad. En segundo lugar, estos sectores presentan mayores facilidades para la organización sindical y además, al poder transmitir las elevaciones de los costes a los precios con una mayor facilidad, ofrecerán una menor resistencia empresarial a las demandas de los trabajadores (modelo *insider-outsider*).
- Como anteriormente se citó, los consumidores pueden absorber parte del incremento en productividad cuando el mercado del producto es muy competitivo. Una medida directa del grado de competencia en un mercado es la existencia de un **margen**, *mark up* (MAR), sobre costes. Un sector dispondrá de margen cuando ante variaciones en los precios, las cantidades demandadas por los consumidores varíen menos que proporcionalmente. El margen se puede expresar como *P/C'=1/(1-1/|ε|)* donde *P* es el precio del bien, *C'* es el coste marginal de producirlo y ε es la elasticidad precio de la demanda. Cuando |ε|>1 el precio supera al coste marginal y la empresa está en beneficios extraordinarios. Estas dos primeras variables ofrecen una medida del grado de monopolio del sector.
- Consumos intermedios, VPB. Anteriormente se apuntó la posibilidad de que gran
  parte de los incrementos de productividad pudieran ser absorbidos por los fabricantes
  de productos intermedios. Una manera de constatar este hecho sería utilizar una
  medida que vinculase los resultados finales del sector, producción bruta, con los
  resultados intermedios, valor añadido bruto.

#### b) Variables relacionadas con la hipótesis de los salarios de eficiencia

• La dimensión media de la empresa, DIM. La evidencia empírica disponible confirma que los trabajadores ocupados en empresas de gran tamaño disfrutan de

1992, en el que se cuenta con información para cinco variables más.

12

<sup>&</sup>lt;sup>11</sup> Las medidas que se utilizan para cada variable aparecen descritas en el Apéndice B. Los valores en términos de índice, con valor unitario para la media, se muestran en las tablas B1 y B2. Se diferencia entre el período 1964-1992, donde sólo disponemos de información para siete variables, y el período 1978-

unas retribuciones más elevadas independientemente de su nivel de cualificación. Fundamentalmente la explicación se basa en la existencia de problemas de control y supervisión de los trabajadores de forma que el empresario puede reducir estos costes de control elevando los salarios de su fuerza de trabajo.

- La intensidad del capital, IK. Los sectores más intensivos en capital presentan mayores problema de motivación y cooperación. Los empresarios pueden pagar salarios más altos en las empresas capital intensivas para evitar los grandes costes que puede ocasionar la mala utilización de los bienes de equipo. Asimismo, la utilización intensiva del capital físico puede requerir del empresario el desembolso de unos mayores salarios, con el fin de retribuir adecuadamente a unos trabajadores más cualificados para el manejo de ese capital.
- Los **costes de rotación**, HC. Cuando los costes de reclutar, seleccionar y formar trabajadores sean elevados, los empresarios pueden preferir pagar salarios más altos con el objetivo de asegurarse la continuidad en el buen servicio de sus trabajadores y así evitar (en la medida de lo posible) afrontar tales gastos.

#### c) Variables relacionadas con el modelo de participación de rentas

Los beneficios del sector, BE. La hipótesis de que las empresas de mayor productividad comparten con sus trabajadores las rentas económicas generadas en el proceso productivo se confirma con la evidencia empírica de que los beneficios u otras medidas representativas de la prosperidad de las empresas ejercen una gran influencia sobre la determinación de los salarios. Con BEN haremos referencia a los beneficios por unidad de producto y con BNF a los beneficios por trabajador. La idea esencial es que en sectores financieramente estables el poder de los trabajadores es mayor.

#### d) Variables relacionadas con el modelo con sindicatos y con el poder insider

• El poder sindical. Ante la imposibilidad de contar con datos sobre el grado de poder sindical en un determinado sector, hemos de considerar la alternativa de cuantificar algunos de los hechos en los que se puede manifestar. En los sectores donde existe un mayor número de huelgas o conflictos laborales así como un mayor número de jornadas laborales perdidas, JP, podría estarse manifestando la imposibilidad de los empresarios a enfrentarse enérgicamente a los trabajadores. Alternativamente, los sectores en los que se estipulasen por convenio unas subidas salariales, SS, mayores nos estaría revelando que los objetivos empresariales están mediatizados por los deseos de los trabajadores. Aunque, en puridad, solamente ésta última medida podría

afectar directamente a la subida salarial finalmente fijada, la anterior permitiría definir indirectamente una medida del poder sindical. En aquellos sectores donde fueran significativas nos estaría indicando que los trabajadores tienen una gran fuerza a la hora de establecer la subida salarial definitiva.

- El trabajo temporal, TT. Esta variable sólo podrá ser relevante a partir de 1984 cuando la reforma laboral introdujo la posibilidad de realizar contrataciones temporales en actividades que no son temporales. En nuestro trabajo, dada la brevedad de la muestra, empleamos una variable ficticia que toma el valor unitario para las observaciones posteriores a 1984. De este modo, se podría captar, si en efecto existiera, el comportamiento diferencial a partir de dicha fecha. Sin embargo, la no significatividad de este coeficiente no tendrá por qué ser indicativa de ausencia de comportamiento diferencial, sino que, como señalan Jimeno y Toharia (1993), la contratación temporal tiene un doble efecto contrapuesto. Por un lado, la existencia de trabajadores temporales rebaja los salarios percibidos, puesto que cobran menos, mientras que por el otro, al existir un grupo de trabajadores con un coste de despido nulo, los trabajadores permanentes pueden negociar subidas salariales mayores en la certeza de que, ante *shocks* de demanda negativos, el ajuste de producción se realizará vía reducción de la plantilla, en este caso mediante los trabajadores temporales.
- Por último, puesto que la economía española no está aislada, sino que es interdependiente con el resto del mundo, y en particular con los países de la Unión Europea, es razonable pensar que la evolución de los salarios en un sector puede estar relacionada, no únicamente con el comportamiento de la economía española, sino también con la de las economías europeas. Es más, podría darse el caso incluso en el que la relación entre sectores similares de diferentes países fuera más significativa que la relación dentro del mismo país entre diferentes sectores. Para recoger esta idea utilizaremos una variable que refleje la situación internacional, DDE, del sector.

La incorporación, de un único tracto, de todas estas variables reduciría drásticamente los ya de por sí limitados grados de libertad disponibles, disminuyendo por tanto la fiabilidad de las estimaciones. Por ello hemos decidido aplicar una técnica que permite evaluar si la inferencia con respecto a la influencia de ciertas variables explicativas sobre la dependiente es robusta o frágil. La descripción del funcionamiento y método de trabajo de esta técnica será el objeto de la siguiente sección.

#### 4. Análisis de los límites extremos

El hecho de no disponer de un único modelo teórico básico que nos indique qué variables han de entrar a formar parte de la especificación final de la ecuación salarial, justifica el empleo de una técnica cuya gran ventaja es que permite evaluar si la inferencia con respecto a la influencia de ciertas variables explicativas sobre la variable dependiente es robusta o frágil. La metodología del "Análisis Global de Sensibilidad" (EBA<sup>12</sup>), que fue propuesta por Leamer (1983 y 1985), supone una abrupta ruptura con la tradición clásica y es epitomada seguidamente.

La principal crítica que Leamer vuelca sobre los métodos tradicionales de selección de modelos estriba en que los investigadores, al confrontar los datos con los modelos teóricos, se comportan como si la información muestral admitiera una única inferencia. Según Leamer, lo que el investigador debería hacer es demostrar que, ligeros cambios en el conjunto de variables explicativas no alteran las conclusiones. Este predicamento, que Leamer justifica desde un punto de vista bayesiano, significa, en el análisis de regresión, que las inferencias que de un modelo podamos realizar no han de variar substancialmente cuando elijamos un conjunto de alternativas lo suficientemente grande. Más al contrario, si para obtener unos resultados que en apariencia son estadísticamente significativos debiéramos restringir el conjunto de hipótesis, las conclusiones e inferencias que pudiéramos obtener serían débiles y frágiles.

La plasmación práctica a nuestro problema de estimación en concreto consiste en que disponemos de un conjunto de variables "necesarias" (productividad y salario alternativo) de las que estamos seguros que pertenecen a la ecuación de regresión, y un conjunto de variables "dudosas" de las que no se sabe con certeza su pertenencia o no al modelo y que va a ser el conjunto de variables con las que experimentemos. El procedimiento para saber qué variables dudosas incluir consiste básicamente en elegir una amplia gama de posibilidades con el fin de obtener un reducido conjunto de intervalos en donde realizar la inferencia. Para ello consideramos el conjunto total de modelos en los que se incluyen las variables necesarias (siempre) y cualquier combinación lineal de las variables dudosas. Si resulta que las inferencias acerca de las variables de estudio son básicamente las mismas, para cualquier combinación lineal de las variables dudosas, entonces será irrelevante qué variables dudosas deben ser

<sup>&</sup>lt;sup>12</sup> EBA son las iniciales de su denominación inglesa, Extreme Bound Analysis, por lo que también se conoce este método como Análisis de los Límites Extremos, que será el que empleemos en este trabajo.

eliminadas. Si, por el contrario, como suele suceder, ante cambios en el conjunto de las dudosas, el conjunto de soluciones posibles es muy grande, o bien para conseguir que éste último sea limitado, hemos de imponer fuertes restricciones en el conjunto de las variables dudosas, obtendremos unas inferencias demasiado frágiles como para ser fiables.

En un estudio sobre convergencia en tasas de crecimiento del *output* entre países, Levine y Renelt (1992) presentan una de las más importantes aplicaciones de este método de estimación. Estos autores observan que en la literatura sobre convergencia, más de cincuenta variables han sido encontradas correlacionadas significativamente con el crecimiento. La pregunta que se formulan es ¿qué grado de confianza cabe depositar en las conclusiones extraídas de las ecuaciones de regresión? Para intentar responder a esta cuestión utilizan una variante del Análisis de Límites Extremos. La metodología seguida por estos autores comienza por suponer que las variables explicativas se introducen de forma lineal e independiente. El *EBA* adopta, en este caso, la siguiente expresión

$$y_{it} = \beta_i \cdot I_{it} + \beta_m \cdot M_{it} + \beta_z \cdot Z_{it} + \varepsilon_{it}$$

donde I representa el conjunto de variables que siempre se incluyen en la regresión (las variables seguras), M es la variable sometida a estudio, y Z son los subconjuntos de variables de entre todas aquéllas que la literatura ha identificado como potencialmente explicativas. La finalidad del proceso es hacer variar el conjunto Z para encontrar el mayor rango posible en el coeficiente  $\beta_m$  que los contrastes estándar no rechacen. Esto se consigue de acuerdo con el siguiente proceso:

- 1. Se toma una variable que haya sido el centro de estudios pasados, variable M, y se incluye conjuntamente con las variables I.
- 2.Se calculan las regresiones para todas las posibles combinaciones lineales de hasta tres variables Z, en el caso de Levine y Renelt, y se identifican el mayor y menor valor para el coeficiente  $\beta_m$  que no es rechazado al 5% de nivel de confianza.
- 3. Se define el límite superior como el mayor valor estimado de  $\beta_m$  más dos veces su desviación típica y el límite inferior como el menor valor estimado menos dos veces su desviación.

El grado de confianza que uno puede tener en la correlación parcial entre y y M puede ser inferido de los límites extremos del valor estimado de  $\beta_m$ . Si éste permanece significativo y del mismo signo en ambos extremos, entonces uno puede confiar en la correlación parcial y se dice que la inferencia es robusta. Si el coeficiente no permanece

significativo, o bien cambia de signo, uno tendrá menos confianza, porque al cambiar el conjunto de variables explicativas las inferencias que uno puede extraer de la relación *y-M* cambian. Es lo que se llama una inferencia frágil.

El mayor problema de este método de estimación, aparte de aumentar las desviaciones típicas de los coeficientes y exagerar el rango de los coeficientes de interés, es el hecho de que utilizar tantas variables puede originar problemas de multicolinealidad. Para evitar en lo posible este problema, Levine y Renelt tomaron una serie de medidas. Primero, limitaron el conjunto inicial de cincuenta variables a sólo siete. Segundo, como queda dicho, aplicaron el *EBA* tomando las variables dudosas en grupos de tres, y finalmente dejaban fuera, en cada estimación, aquellas variables que a priori ellos consideraban pudieran estar correlacionadas con la variable de interés, *M*. Las conclusiones que finalmente se extraían de este artículo suponían que casi ninguna variable era robusta.

En una reciente contribución, Sala i Martín (1997), se pone de manifiesto la rigurosidad del EBA. De acuerdo con Levine y Renelt, si el extremo superior de M es positivo y el inferior es negativo, entonces la variable M es no robusta. En otras palabras, si se encuentra una regresión para la cual el signo de  $\beta_m$  cambia, o se hace no significativa, entonces la variable no es robusta. Por lo tanto si, como es el caso del artículo de Levine y Renelt, muy pocas variables son encontradas robustas entonces, o bien no existen variables que estén sistemáticamente correlacionadas con el crecimiento, o bien, lo que parece más razonable, el contraste es demasiado estricto para que ninguna variable lo supere. Si la distribución del estimador  $\beta_m$  tiene dominio tanto en los reales positivos como en los negativos, es plausible encontrar regresiones para las cuales el coeficiente estimado cambie de signo cuando un gran número de regresiones son realizadas. Este problema es especialmente fuerte si se tiene en consideración que muchas variables reflejan los mismos fenómenos, por lo que la multicolinealidad entre variables puede ser considerable.

Partiendo de la base de que el contraste es el causante de que pocas variables sean robustas, Sala i Martín propone sustituir la dicotomía de variables robustas frente a variables frágiles por la asignación de un nivel de confianza para cada una de las dos alternativas. En otras palabras, se trata de considerar la distribución conjunta o total de

<sup>&</sup>lt;sup>13</sup> Un tratamiento del problema de la multicolinelidad alternativo al seguido en el texto es sugerido en el Apéndice C.

los estimadores de  $\beta_m$  ponderando los coeficientes obtenidos en las sucesivas regresiones por el correspondiente valor de la función de verosimilitud y utilizando como criterio de robustez la mayor de las áreas por encima o por debajo de cero de la distribución supuesta para los coeficientes ponderados.

En el caso de que la distribución conjunta de los estimadores de  $\beta_m$  es supuesta normal tendremos que para cada j de los N modelos se calcula la verosimilitud (integrada),  $L_{mj}$ , la estimación por punto,  $\beta_{mj}$ , y la desviación típica estimada,  $\sigma^2_{mj}$ . Con todo ello podemos construir la media ponderada  $\beta^*_{m} = \Sigma_{j=1} w_{mj}$ .  $\beta_{mj}$  donde las ponderaciones vienen dadas por  $w_{mj} = L_{mj}/\Sigma_{i=1}L_{mi}$ . De este modo, se da mayor peso a las regresiones que son más probables de ser el verdadero modelo. Bajo la hipótesis de que el ajuste del modelo j es una indicación de su probabilidad de ser el verdadero modelo, esta ponderación vía verosimilitudes parece razonable. Análogamente la varianza ponderada promedio se define como  $\sigma^2_{m} = \Sigma_{j=1} w_{mj}$ .  $\sigma^2_{mj}$  donde  $w_{mj}$  es definido como antes. Una vez conocidas la media y la varianza de la distribución normal, se calcula la función de distribución utilizando la tabla de la normal.

Si se supone que la distribución de los estimadores de  $\beta_m$  entre modelos no es normal calcularemos la función de distribución del siguiente modo. Para cada una de las N regresiones, se calcula el área bajo la función de densidad a la derecha del cero, que podemos denotar como  $\phi_{mj}(0/\beta^*_{m}, \sigma^2_{m})$ . Entonces se calcula la función de distribución acumulada de  $\beta_m$  como la media ponderada de todas las estimaciones individuales donde las ponderaciones se definen como antes  $\Phi_m(0) = \Sigma_{j=1} w_{mj} \phi_{mj}(0/\beta^*_{m}, \sigma^2_{m})$ 

Un problema que puede surgir consiste en que la bondad del ajuste del modelo podría no ser un buen indicador de la probabilidad de que el modelo *j* es el verdadero modelo. Modelos con variables endógenas como explicativas pueden tener un (espurio) mejor ajuste. Por tanto, las ponderaciones dadas a esos modelos tenderán a ser mayores y, por tanto, tenderán a dominar en las estimaciones. Si éste fuera el caso, un promedio no ponderado de los modelos podría ser superior al ponderado.

Se utilizaría pues 
$$\Phi_m^*(0) = \Sigma_{j=1} \phi_{mj}(0/\beta_m^*, \sigma_m^2)/N$$

Conocidas las posibles limitaciones del *EBA*, optamos por aplicar la misma metodología que Levine y Renelt (análisis de los límites extremos) teniendo en cuenta las sugerencias de Sala i Martín, es decir, construiremos las estimaciones promedio y sus distribuciones empíricas, procediendo del modo que expondremos en la siguiente sección.

#### 5. Resultados

La ecuación a estimar es una modificación de la propuesta por Fernández y Montuenga (1997), <sup>14</sup> en la que se permite la introducción de las variables adicionales pertinentes.

$$\Delta w_{it} = \alpha_i \cdot \Delta \Pi_{it} + \beta_{it} \cdot \Delta w a_{it} + \sum_{h=1}^{n} \gamma_{iht} \cdot V A_{iht} + \varepsilon_{it}$$

con h=1,...,12, donde  $\Delta w_{it}$ , el incremento en el salario real en el sector i en el período t, es explicado por el incremento en la productividad sectorial,  $\Delta \Pi_{it}$ , el incremento en el salario alternativo,  $\Delta w a_{it}$ , y por un conjunto de variables adicionales,  $V A_{iht}$ , (se han utilizado hasta 12).

Debido a la imposibilidad de obtener una muestra completa para algunas de las variables explicativas en el período de referencia, el análisis se aplicó en un principio únicamente a aquéllas para las que se disponía de todas las observaciones. De este modo, nos vemos limitados a considerar solamente siete variables: DDE, VPB, HC, TT, IK, BNF y BEN. Se pretende obtener así una primera estimación de la relevancia de cada una de las variables propuestas y de la posible existencia de diferencias sectoriales apreciables.

En el Anexo A figuran las tablas (A.1 a A.14) con los resultados obtenidos tras aplicar a la muestra la metodología propuesta. Las dos primeras columnas muestran los coeficientes promedios  $\gamma_{mh}$  y  $\sigma_{mh}$  estimados (h=1,...,7) ponderados por la verosimilitud correspondiente. La columna siguiente muestra la mayor de las probabilidades de que una normal centrada en  $\gamma_{mh}$  y con desviación  $\sigma_{mh}$  sea mayor o menor que cero. Las columnas cuarta y quinta muestran el porcentaje de regresiones en las que el coeficiente es positivo, ponderando por la verosimilitud en el primer caso y sin ponderar,  $\gamma_{mh}^*$ , en el segundo. La siguiente columna recoge el porcentaje de regresiones en las que el coeficiente de la variable es significativo, mientras que las dos últimas muestran los límites superior e inferior del EBA.

La Tabla 4 resume los resultados obtenidos, para cada sector respecto a la robustez de cada una de las variables analizadas. Se han aplicado cuatro criterios diferentes para determinar el grado de aceptación de la relevancia de cada variable, cuyo cumplimiento se indica con un numero. El número 1 se asocia a que la probabilidad de que una  $N(\gamma_{mh}, \sigma_{mh})$  sea mayor (menor) que cero, es superior al 95%. El 2 indica que el porcentaje

\_

<sup>&</sup>lt;sup>14</sup> Véase el citado trabajo para una explicación detallada de su obtención y significación.

de regresiones en las que la probabilidad de que  $\gamma_{mh}^*$  es mayor que cero, es superior al 95%. El **3** simboliza que, el porcentaje de regresiones en las que la estimación de  $\gamma_{mh}$  es significativa, es superior al 50%. Por último el número **4** representa que no existe cambio de signo en los límites extremos (*EBA* puro).

Tabla 4. Análisis EBA. Período 1964-92.

				D21. 1 C11040			
Sectores	DDE	VPB	IK	НС	BEN	BNF	TT
S1	2	1 2					
S2	2		2	2			2
S3	2	2			2	2	2
S4	2	1 2 3		2			1 2
S5	2	2			2	1 2 3 4	
S6	1 2			2	1 2	2	
S7			2	2	1 2	2	
S8	2	2		2			
S9	2		2				2
S10	2	2				2	
S11	2	2			1 2	1 2 3	
S12	2			1 2 3		1 2 3	
S13	2	1 2 3		2	2		
S14	2	1 2			2	2	

Leyenda: 1: Indica que la probabilidad de que la distribución normal de los estimadores del parámetro de interés sea positiva es mayor del 95%. 2: Indica que el porcentaje de regresiones en las que la probabilidad asociada a la función de distribución cuya media se calcula de forma no ponderada es superior al 95%. 3: Indica que las estimaciones en las que el parámetro de interés es significativo es superior al 50% de las ocasiones. 4: Indica que no hay cambio de signo en los límites extremos (*EBA* puro).

Como era de esperar, el grado de cumplimiento de los criterios es bajo. Los números de orden dados a los criterios no son elegidos al azar. En realidad, reflejan nuestro nivel de confianza en los mismos; por ejemplo, dada la escasa normalidad de la distribución de los coeficientes parece más sensato fijarse en el criterio número 2 que en el criterio número 1, el cual supone normalidad.<sup>15</sup>

Un rápido análisis del cuadro permite destacar la significatividad para casi todos los sectores de la variable DDE, aunque cumpliendo únicamente el criterio número 2. Tal criterio es precisamente el que aparece con mayor frecuencia. Del resto de variables destacar la VPB en cuanto al número de sectores donde resulta robusta; y sobre todo, en cuanto al número de criterios satisfechos, la variable BNF que llega a cumplir para el sector 5, Productos metálicos, los cuatro criterios propuestos. Esta última variable se

\_

<sup>&</sup>lt;sup>15</sup> Se han construido los histogramas de la distribución conjunta, entre regresiones, de algunas de las variables de interés *M* más robustas. En ellos se puede observar, como reflejo de una situación general, un comportamiento bastante alejado del caso normal.

presenta sistemáticamente con signo negativo. Dada la definición de beneficios utilizada, esto puede estar sencillamente indicando que un incremento en la tasa de beneficios se consigue, en gran medida, gracias a la reducción en la participación de los ingresos por parte de los trabajadores. Respecto a la variable VPB un signo negativo bien puede simplemente reflejar la pérdida de poder de los trabajadores a medida que se sustituye producción propia por producción ajena, confirmada por la caída en los niveles de empleo de estos sectores, o bien puede estar indicando que una parte del incremento de la productividad pasa a manos de los productores de bienes intermedios (sus precios se incrementan más rápidamente).

Respecto al análisis sectorial destacar que aunque el número de variables que cumplen los criterios exigidos es similar entre los diferentes sectores (entre 3 y 4), existen diferencias apreciables respecto a cuales son las variables relevantes en cada caso, lo que evidencia la inexistencia de una regla de comportamiento uniforme para todos los sectores a la hora de fijar los incrementos salariales. Simplemente destacaremos en esta primera aproximación los resultados más robustos (sectores donde las variables cumplen más de un criterio).

Aparte de lo ya comentado para el sector 5, Productos metálicos, respecto a la variable BNF, comentar que los beneficios son también relevantes para los sectores 6, Maquinaria y 7, Máquinas de oficina. El sector 6, Maquinaria, parece también estar claramente influido por los shocks procedentes de economías anejas. La relevancia de la variable VPB en los sectores 4, Químico y 13, Caucho y madera, seguramente está reflejando el rápido incremento en los costes intermedios de estos sectores durante y después de las dos crisis energéticas (son dos sectores con una elevadísima demanda de productos petrolíferos). En cuanto al resto de sectores destacar que el sector 12, Papel y derivados, presenta dos variables que cumplen los criterios 1, 2 y 3, BNF y HC, la primera con signo negativo y la segunda positivo. Dado el limitado crecimiento de la productividad, para toda la muestra, en dicho sector, el valor negativo de BNF puede estar reflejando una relación inversa en la tasa de apropiación del crecimiento de la productividad entre empresarios y trabajadores. Más interesante parece la significatividad de la variable HC. En este sector se observa que las tasas de productividad y de salarios crecen, en promedio, parejamente por debajo de la media de la industria, mientras que los beneficios lo hacen ligeramente por encima. Todo ello hace pensar que el efecto positivo de HC esté indicando que los empresarios remuneran

de forma adicional a sus empleados por la fuerza *insider* que demuestran (es el sector donde más varía el empleo y mayor son el número de jornadas perdidas). En el sector 11, Textil, vestido y calzado, un sector con bajo crecimiento de la productividad media en el período, también muestra como variables más robustas las relativas al beneficio, ambas con signo claramente negativo. Por último, en el sector 14 parece tener alguna importancia la apropiación de los crecimientos en la productividad por parte de los productores intermedios.

Antes de pasar a más detalles interpretativos, resulta obligado hacer referencia al cambio estructural acaecido en la economía española tras la crisis energética de 1978. Dicha crisis, que se tradujo en un *shock* negativo a escala mundial de la productividad de la industria, se une, en nuestro país, a cambios intensos en el marco institucional. Ello unido a la, en nuestra opinión, distorsionada imagen que la escasa liberalización en el mercado de trabajo del anterior régimen ofrece a través de sus datos, nos llevó a restringir el análisis para el período muestral 1978-92 con el fin de comprobar la consistencia de los resultados en un marco más reciente.

En este caso hemos aplicado el EBA de dos formas alternativas. Con la primera hemos obrado igual que antes, es decir tomando las variables Z en grupos de tres, mientras que con la segunda, las hemos tomado de dos en dos, con el objeto de que los grados de libertad no decrezcan excesivamente. En ambos casos los resultados son prácticamente miméticos. La segunda serie de tablas en el Anexo A (tablas A.15 a A.28) recoge estos resultados con la muestra restringida. Para permitir una comparación directa, resumiremos las principales conclusiones, al igual que hicimos anteriormente, en la Tabla 5.

Tabla 5. Análisis EBA. Período 1978-92

Secto	DDE	VPB	IK	НС	BEN	BNF	TT	JP	SS	GC	MAR	DIM
S1		1 2	2	2				1 2 3			2	
S2			2		1 2 3	1 2 3						
S3												2
S4	2	1 2 3	2							2		
S5			2			2	1 2 3		2			
<b>S6</b>								2	2			
S7				1 2		2		2	2			
<b>S</b> 8			12			1 2 3 4				1 2 3		
S9	2	2	2			2		2				2
S10				2								1 2 3
S11				2		2	2	2			1 2 3	
S12				2				2			1 2 3	
S13				1 2 3		1 2 3 4						1 2 3
S14		1 2		2		2		2	2			2
Leyend	a: Ver	Γabla 4.										

La consecuencia de restringir el análisis al período pos-crisis es la aparición de algunas modificaciones en las conclusiones establecidas con anterioridad. Tengamos en cuenta que ahora nuevas variables, JP, SS, GC, MAR y DIM, aparecen como objetivo del análisis, de modo que resulta un poco arriesgado una comparación directa con los resultados anteriores. No obstante, si fuéramos a llevar a cabo dicho ejercicio, observaríamos que, en general, la robustez de las variables se refuerza con un cumplimiento más frecuente de criterios más elevados como el 3 y el 4, y que la significatividad del sector exterior (DDE) parece debilitarse, aunque dicho efecto podría deberse simplemente a la introducción de nuevas variables que recogen efectos colaterales y que en la especificación anterior simplemente no estaban incluidas.

Al igual que ocurría para la muestra completa, la Tabla 5 muestra la existencia de diferencias sectoriales apreciables. Dado el número de variables incluidas en el análisis ahora puede ser interesante clasificar a los sectores de acuerdo al tipo de variables relevantes. Vamos a intentar comprobar si la evidencia disponible permite establecer una clasificación sectorial atendiendo al mecanismo de fijación salarial. Aunque los resultados no son concluyentes, la evidencia disponible indicaría que existe un grupo de sectores donde las variables que dominan la fijación salarial son las vinculadas con las hipótesis de la teoría de salarios de eficiencia (sectores 1, 4, 7, 8, 10 y 13) y otro grupo de sectores donde las variables dominantes son las vinculadas al modelo *insidersoutsiders* (sectores 2, 5, 6, 11 y 12). También tendríamos un grupo de sectores con

evidencia mezclada o no concluyente cuya incorporación a un grupo u otro necesita de información adicional (sectores 3, 9 y 14).

En el análisis específico sectorial destacar los siguientes datos. La significatividad de las variables de estudio en los sectores 6, Maquinaria; 3, Minerales no metálicos; 14, Madera, corcho y otras; e incluso 7, Maquinaria de oficina y 9, Material de transporte, resulta bastante reducida, puesto que sólo algunas de ellas cumplen el segundo criterio. En el sector 1, Energía, la variable JP, aparece con cierta preponderancia sobre el resto. En el sector 13, Caucho y plásticos, hasta tres variables, HC, BNF y DIM, destacan sobre el resto. De nuevo, el signo negativo de BNF coincide con shocks negativos en la productividad del sector para el período de referencia. HC muestra un signo positivo indicando que se suben los salarios para que no caiga más el nivel de productividad, puesto que el empleo en personas prácticamente no se ha disminuido. Finalmente DIM aparece con signo positivo, indicando que existe una subida salarial adicional por el tamaño empresarial. La variable MAR aparece robusta en los sectores 11, Textil, vestido y calzado, y 12, Papel y derivados, que son sectores con un alto nivel de competencia en el mercado de su producto. Su signo negativo podría estar señalando que incrementos en la productividad son absorbidos por los consumidores a través de caídas de los precios con cargo a los resultados y a salarios, dada las bajas tasas de crecimiento de ambas variables en el período de referencia. La variable DIM en el sector 10, Alimentación, aparece con signo sistemáticamente positivo. Un incremento en las dimensiones de las empresas alimentarias, fenómeno experimentado en los últimos años en nuestra economía, favorece retribuciones más altas a los empleados con el fin de minorar los problemas de su control y supervisión. La variable TT en el sector 5, Productos metálicos, aparece con signo nítidamente negativo, reflejando que la aparición de una fuerza de trabajo temporal masiva no ha repercutido en un comportamiento "insolidario" por parte de los permanentes, sino que ha contribuido, en general, a rebajas en la retribución media de los trabajadores pese al aparente gran poder insider existente en el sector. Sin embargo, puede verse en las tablas 1 y 2 que, entre los sectores que en este período muestran un crecimiento de la productividad similar, es en el sector 5 (y también en el 13) donde el empleo ha caído menos (tanto en horas trabajadas como en el número de trabajadores). Esto parece revelar un comportamiento de los *insiders* conducentes a disminuir el empleo lo menos posible, a diferencia de lo que puede observarse en los sectores 2, Minerales metálicos, y 11, Textil, vestido y calzado. Las variables relativas a beneficios aparecen en el sector 2, Minerales metálicos, con signo negativo lo cual, dado el escaso crecimiento relativo de la productividad para el sector, no contradice las explicaciones propuestas con anterioridad. Mirando la Tabla 2, se puede observar que en este sector el crecimiento en los salarios se ha conseguido a costa de reducciones en el empleo y en los beneficios empresariales.

En definitiva, las principales conclusiones que se pueden extraer de los datos son:

- En general y salvo contadas excepciones pocas variables son realmente "robustas",
   en el sentido de cumplir todos los criterios, a la hora de determinar la fijación del salario sectorial.
- Las variables relativas al beneficio suelen aparecen como factores importantes en aquellos sectores con un reducido crecimiento relativo de la productividad, y con signo negativo, reflejando que los incrementos en beneficios sólo pueden conseguirse en dichos sectores a expensas de los trabajadores. Una excepción la constituye el sector 8, Material eléctrico, donde la caída en la productividad no es relativamente importante. En dicho sector, también la variable GC aparece robusta con signo positivo. La reestructuración del sector parece haberse encaminado hacia la reducción del número de trabajadores (ver Tabla 2) y a la mayor concentración empresarial, siendo así que los salarios parecen resentirse proporcionalmente en mayor grado que los beneficios.
- Para el sector 10, Alimentación, en el período más reciente, el redimensionamiento del sector parece haber conducido a salarios más elevados para compensar problemas de información y control.
- El sector 5 de Productos metálicos presenta un efecto negativo de la variable TT.
   Esto podría ser debido a la posibilidad de realizar contratos temporales y a la existencia de un bajo crecimiento de la productividad en el período de estudio que obliga a moderar las peticiones salariales de los trabajadores permanentes.
- La competitividad parece ser un factor importante en los sectores Textil, vestido y
  calzado y Papel y derivados, a la hora de fijar los salarios. Variaciones en la
  productividad se transmiten vía precios a los consumidores y obligan a ajustar los
  márgenes y los salarios de las empresas en el sector.

#### 6. Conclusiones

Los datos recientes de la industria española muestran cómo la dispersión del salario entre sectores se ha incrementado de un modo considerable. Si las diferencias salariales sectoriales observadas no se pueden explicar completamente en razón a las diferencias productivas (Fernández y Montuenga, 1997 y 1998), ni a las diferencias en la composición de la fuerza de trabajo por sectores (Andrés y García, 1991), la causa última podría obedecer al propio mecanismo de determinación salarial prevaleciente en la industria española. El objetivo de este trabajo ha sido ofrecer evidencia empírica sobre la relevancia de variables vinculadas al proceso de determinación salarial desde un enfoque de las teorías no competitivas del mercado de trabajo. Además de explicar las diferencias salariales entre sectores, la identificación de estas variables podría ser utilizada con el fin de intentar discriminar entre diversos modelos alternativos del comportamiento del mercado de trabajo desarrollados en la literatura en los últimos años, lo que permitiría emprender las políticas laborales adecuadas con el objetivo de reducir el alto desempleo, principal problema de la economía española en la actualidad.

Con el objeto de ampliar la evidencia empírica disponible, en este trabajo se ofrecen estimaciones de la relevancia de variables vinculadas al proceso de determinación salarial basado en un enfoque no competitivo del mercado de trabajo para una muestra de 14 sectores industriales en el período 1964-92. En términos prácticos, el problema de la estimación se plasma en que disponemos de un conjunto de variables (productividad y salario alternativo) de las que estamos seguros que pertenecen a la ecuación de regresión, y un conjunto de variables (variables dudosas) de las que no se sabe con certeza su pertenencia o no al modelo y que va a ser el conjunto de variables con las que experimentemos. Estas variables dudosas, reunirían todas las variables que pudiesen tener relación con el proceso de negociación salarial. El procedimiento de estimación seguido se deriva del propuesto por Leamer (1983, 1985) conocido como "Análisis Global de Sensibilidad" (*EBA*) el cual dadas las características particulares de nuestro problema, se erige como un método ciertamente apropiado.

Los resultados obtenidos parecen revelar la existencia de dos pautas de comportamiento diferentes en cuanto a la determinación salarial de los sectores industriales se refiere. Para el período muestral total pocas variables adicionales se revelan significativas limitando nuestra capacidad para justificar la existencia del

comportamiento dual en la industria española. Mayor soporte empírico proporciona el método *EBA* durante el período democrático. En los sectores que, para este período, presentaban un crecimiento de la productividad por encima de la media de la industria, los sectores dinámicos 1, 4, 7, 8 y 10, suelen venir influenciados, y además en el sentido de estimular el aumento salarial, por variables relacionadas con el poder de mercado de los empresarios (GC, VPB) y con la hipótesis de los salarios de eficiencia (DIM, IK, HC). El poder sindical, JP, afecta positivamente en el sector energético, pero el valor que toma esta variable en el sector respecto al promedio de la industria es bajísimo. No obstante, esto puede estar indicando un mayor intento de los trabajadores para subir sus salarios. Por contra, en los sectores retardatarios suele predominar la influencia negativa de las variables de beneficios, de la *dummy* de trabajo temporal y del margen en el sector, MAR.

Este comportamiento dual, el grupo de sectores dinámicos tiende a coincidir con el grupo de sectores donde las subidas salariales se fijan de acuerdo a criterios de pago relativo, y, por otro lado, el grupo de sectores retardatarios tiende a coincidir con el grupo de sectores donde el poder insider es mayor, puede ser una de las causas de los problemas de la economía española para generar empleo suficiente. A la luz de los resultados obtenidos, podemos pensar que en aquellos sectores retardatarios donde los insiders han optado por vincular, en gran parte, el aumento salarial a los incrementos en la productividad, Productos metálicos y Caucho y plásticos principalmente, no se ha producido una caída tan brusca en el empleo. Con un comportamiento opuesto se hallarían los sectores 2, 3, 6, 11 y en menor medida 14, donde la fuerza insider ha preferido seguir ligando, al menos en parte, el aumento salarial a la evolución del salario alternativo, lo que ha conducido a fuertes caídas en el empleo. En lo que respecta a los sectores dinámicos, la pérdida de empleos ha sido mucho más moderada, salvo en los sectores 7, Maquinaria de oficinas y 8, Material eléctrico. Los crecimientos salariales se han reducido, pero no al mismo nivel que en los sectores más retardatarios, mientras que los crecimientos en los beneficios no se han resentido. Esto permite considerar la posibilidad que la mayor parte de los crecimientos en productividad se han trasladado a los trabajadores y en algunos sectores, 1 y 4, también a los productores de bienes intermedios. Sin embargo, el objetivo final ha sido el de mantener los niveles de productividad que en estos sectores no ha bajado en exceso, pero que no han ayudado a crear empleo.

Esta taxonomía sectorial prácticamente coincide con la hallada por Martín (1997) en lo que respecta al empleo. El proceso podría, pues, resumirse manifestando que el fuerte poder *insider* en los sectores en crisis ha impedido una mayor destrucción de empleo en esos sectores, pero al impedir la reasignación del empleo y fijar salarios al margen de la situación general del mercado, indirectamente ha podido provocar que en los sectores dinámicos la creación de empleo no haya sido tan importante, y que para obtener los trabajadores necesarios para sus procesos productivos fuese necesario un esfuerzo salarial mayor (pago relativo). En cualquier caso, debemos tomar estas aseveraciones con la precaución debida. La brevedad de la muestra y la existencia de ciertas contradicciones para algún sector concreto generan cierta incertidumbre sobre las conclusiones obtenidas.

#### 7. Referencias

- ALONSO-BORREGO, C., (1996), "Demand for Labour Inputs and Adjustment Costs: Evidence from Spanish Manufacturing Firms", *Working Paper* 96-28, Economic Series 17, Statistics and Econometrics Series 08, Universidad Carlos III de Madrid.
- ANCHUELO, A., (1993), "A Direct Test of the Efficiency Wage Hypothesis: The Spanish Case", *FIES*, Documento de trabajo 98/1993.
- ANDRÉS, J. y J. GARCÍA, (1991), "Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores", *Investigaciones Económicas*, Vol XV, no 1, 143-167.
- ANDRÉS, J. y J., GARCÍA, (1993), "Factores determinantes de los salarios: Evidencia para la industria española". En Dolado, J.J., C. Martín y L.Rodríguez-Romero (eds), La industria y el comportamiento de las empresas españolas. (Ensayos en homenaje a Gonzalo Mato). Madrid. Alianza Economía.
- BURDA, M. C., (1991), "Monopolistic Competition, Costs of Adjustment, and the Behavior of European Manufacturing Employment", *European Economic Review*, 35, 61-79.
- DOLADO, J. J. y S. BENTOLILA, (1992), "Who are the Insiders? Wage Setting in Spanish Manufacturing Firms", *Banco de España, Servicio de Estudios*, Documento de Trabajo 9229.
- DRAPER, M., (1993), "Indiciación salarial y empleo: Un análisis desagregado para el caso español", *Moneda y Crédito*, 197, 129-165.

- FERNÁNDEZ, M. y V. M. MONTUENGA, (1997), "Salario y productividad sectorial: ¿Existe evidencia de un comportamiento dual?", *Cuadernos Económicos de ICE*, nº 63, 79-104.
- FERNÁNDEZ, M. y V. M. MONTUENGA, (1998), "Una nota sobre la relación salarioproductividad en la industria española", Mimeo, Universidade de Santiago de Compostela...
- GARCÍA, S., F. J. GOERLICH y V. ORTS, (1994), "Macromagnitudes básicas a nivel sectorial de la industria española: Series históricas", *Economía Industrial*, 299, 213-245.
- GEROSKI, P., P. GREEGG y J. V. REENEN, (1995), "Market imperfections for economic policy", *The OCDE Jobs Study Working Papers*, n 5. París. OCDE.
- GOERLICH, F. J., (1995), "Macromagnitudes adicionales a nivel sectorial para la economía española: Series históricas", *Quaderns de Treball*, n 5 (nova època), Facultat de Ciències Econòmiques i Empresarials, Universidad de Valencia.
- JIMENO, J. F. y L. TOHARIA, (1993), "The Effects of Fixed-Term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain", *Investigaciones Económicas*, 17(3), 475-494.
- LEAMER, E. E., (1983), "Let's Take the Con Out of Econometrics", *American Economic Review*, 73, 31-43.
- LEAMER, E. E., (1985), "Sensitivity Analyses Would Help", *American Economic Review*, 75, 308-313.
- LEVINE, R. y D. RENELT, (1992), "A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions", *American Economic Review*, 82 (4), 942-963.
- LINDBECK, A. y D. J. SNOWER, (1989), "The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment". Cambridge. The MIT Press.
- LÓPEZ, E, (1991), "Precios y salarios en la economía española". En Molinas, C., M. Sebastián y A. Zabalza (eds), *La economía española. (Una perspectiva macroeconómica)*. Barcelona. Antoni Bosch, editor. Instituto de Estudios Fiscales.
- MARTÍN, C., (1997), "El mercado de trabajo español en perspectiva europea: Un panorama", *Papeles de Economía Española*, n 72, 2-20.
- NICKELL, S. y S. WADHWANI, (1990), "Insider Forces and Wage Determination", *The Economic Journal*, 100, 496-509.
- SALA I MARTÍN, X., (1997), "I Just Ran Four Million Regressions", *Economics Working Paper* 201, Universitat Pompeu Fabra.

# 8. Apéndice

# A. Correspondencia sectorial y estadísticas adicionales

Tabla A. Equiva	lencias sectoriales.	
Sectores Industriales. NACE-CLIO R25	Encuesta Industrial	CNAE (1974)
S1. Energía	1-8	11-16
S2. Minerales metálicos y siderometalurgia	9-11	21-22
S3. Minerales y productos no metálicos	12-18	23-24
S4. Químico	19-30	25
S5. Productos metálicos	31-35	31
S6. Maquinaria	36-37	32
S7. Máquinas de oficina y otros	38, 46	33, 39
S8. Material eléctrico	39-40	34-35
S9. Material de transporte	41-45	36-38
S10. Alimentación	47-64	41-42
S11. Textil, vestido y calzado	65-74	43-45
S12. Papel y derivados	80-82	47
S13. Caucho y plásticos	83-84	48
S14. Madera, corcho y otras manufacturas	75-79, 85-89	46, 49

Tabla A1. Análisis descriptivo por sectores. Índices respecto a la media

	ΔProvd	ad/hora	ΔSalari	o/hora	ΔBenefi/o	empleado	Beneficio	/empleao
Sector	64-92	78-92	64-92	78-92	64-92	78-92	64-92	78-92
S1	1,25	1,37	0,88	0,86	2,00	1,78	3,00	3,00
S2	1,15	0,78	1,31	1,42	0,15	0,00	1,26	1,13
S3	0,96	0,69	0,84	0,67	1,27	0,63	0,98	0,96
S4	1,25	1,62	1,29	1,40	1,42	1,98	2,06	2,11
S5	0,96	0,72	0,98	0,81	0,87	0,49	0,65	0,64
S6	0,70	0,86	0,84	1,02	0,20	0,57	0,78	0,70
S7	1,20	1,39	1,16	1,05	1,37	2,23	1,22	1,56
S8	1,18	1,12	1,23	1,23	1,05	0,96	0,83	0,97
S9	1,15	1,04	1,07	0,65	1,35	1,84	0,74	0,71
S10	0,95	1,25	1,03	1,42	1,17	1,06	1,14	1,21
S11	0,70	0,72	0,78	1,00	0,52	0,26	0,66	0,55
S12	0,85	0,96	0,75	1,00	1,05	0,84	1,09	1,06
S13	0,93	0,78	1,04	0,79	0,77	0,71	0,95	0,80
S14	0,78	0,69	0,78	0,65	0,77	0,63	0,62	0,58

Notas: Para las tres primeras variables se muestran los números índices de las tasas de crecimiento promedio respecto a la media de la industria, la cual toma el valor unitario. El último bloque refleja los beneficios por empleado también en números índices.

#### B. Definición y fuente de las variables

Para las magnitudes que hemos considerado en la sección 3 utilizamos las siguientes medidas.

#### a) Variables relacionadas con el poder de mercado de los empresarios

**Grado de Concentración**. Utilizamos como medida la proporción de empresas con más de 100 trabajadores sobre el total de empresas en el sector. Fuente: elaboración propia a partir de la Encuesta Industrial.

**Margen** (*mark up*). Dado que no se dispone de información sobre las elasticidades y que la definición del coste marginal puede ser ambigua la medida que proponemos para el margen es I/(1-I/N) con N siendo el número de empresas en el sector. Cuando  $N \rightarrow I$  (monopolio) el margen puede ser infinito. Cuando  $N \rightarrow \infty$  el margen es la unidad. Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Industrial.

**Consumos intermedios**. La medida que hemos utilizado es la ratio entre el VAB y la produccin bruta por sector.  $VPB_j = VAB_j/PB_j$ . Fuente: Elaboración propia a partir de los datos de García, Goerlich y Orts (GGO en adelante) y de la Encuesta Industrial.

#### b) Variables relacionadas con la hipótesis de salarios de eficiencia

**Dimensión Media**. Número de personas que trabajan en el sector sobre el número de empresas en el sector. Fuente: Elaboración propia a partir de la Encuesta Industrial.

**Intensidad del capital**. Ratio entre el *stock* de capital y el número de empleados en cada sector. Fuente: Elaboración propia a partir de GGO y de la Encuesta Industrial.

Costes de rotación. El mayor problema para medir estos costes reside en que se conocen datos de movimientos netos (contrataciones-despidos) en la plantilla de las empresas y sectores, pero no de los brutos (contrataciones por un lado y despidos por el otro). Consideramos las variaciones en el empleo, sugerida por la literatura de los costes de ajuste (Burda, 1991). Esta variable ha sido utilizada por otros autores (Draper, 1993) como medida de la histéresis ocasionada por los *insiders*. Otras varibles utilizadas son formas polinómicas de las variaciones en el tamaño de la plantilla [potencias de segundo y tercer orden (véase Alonso-Borrego, 1996)]. Fuente: GGO.

#### c) Variables relacionadas con el modelo de participación de rentas

**Beneficios**. Dos medidas posibles, razón entre el Excedente Bruto de la Explotación y el número de empleados (BNF) o alternativamente la producción bruta (BEN). Fuente: Elaboración propia a partir de GGO y de la Encuesta Industrial.

#### d) Variables relacionadas con el modelo con sindicatos y con el poder insider

**Poder sindical**. Número de jornadas laborables perdidas por cada mil trabajadores (fuente: Boletín de Estadísticas Laborales).

**Subidas por convenio**. Incremento salarial estipulado en el convenio del sector (fuente: Boletín de Estadísticas Laborales).

**Trabajo temporal**. *Dummy* con valor unitario para las observaciones posteriores a 1984.

e) <u>Situación internacional</u>. La medida utilizada es un promedio, ponderado por la población activa, del VAB de varios países de la Unión Europea (Alemania, Francia, Holanda y Dinamarca) expresado en pesetas constantes de 1990 y en términos de la paridad de poder de compra. Fuente: International Sectorial Data Base. OCDE.

Tabla B1. Análisis descriptivo de las variables sectoriales. Período 1964-92.

Sectores	DDE	VPB	IK	НС	BEN	BNF
S1	2,25	0,99	3,03	0,54	1,39	2,19
S2	0,21	0,70	2,17	0,16	0,68	0,82
S3	0,75	1,25	0,92	0,58	1,34	0,64
S4	1,56	0,87	1,61	1,36	1,14	1,34
S5	0,29	1,11	0,40	1,38	0,89	0,42
S6	0,17	1,13	0,52	1,11	0,98	0,51
S7	2,54	1,25	0,97	1,11	1,16	0,79
S8	2,31	1,06	0,53	1,28	0,87	0,54
S9	2,02	0,83	0,82	1,61	0,63	0,48
S10	0,04	0,59	0,86	1,03	0,78	0,74
S11	0,00	1,01	0,05	0,04	0,95	0,43
S12	0,87	1,03	1,10	1,28	1,08	0,71
S13	1,56	1,05	1,05	1,85	1,05	0,62
S14	0,10	1,13	0,00	0,62	1,03	0,40
Media	0,024	0,385	1,00	0,340	0,170	0,759
Desv. Típica	0,017	0,071	0,79	0,024	0,037	0,145

Nota: Se muestran los números índices relativos a la media de la industria para las variables consideradas.

Tabla B2. Análisis descriptivo de las variables sectoriales. Período 1978-92

	DDE	VPB	IK	HC	BEN	BNF	DIM	MAR	GC	JP	SS
S1	1,98	0,95	2,82	2,22	1,45	3,11	2,65	1,73	0,09	0,09	1,02
S2	0,71	0,74	1,99	0,43	0,64	1,15	3,83	4,32	3,69	1,23	0,92
S3	0,71	1,20	1,03	0,80	1,34	0,95	0,26	0,16	3,22	0,20	1,02
S4				-				,			
	0,89	0,88	1,39	4,00	1,10	2,26	0,96	0,76	0,23	0,50	1,07
S5	0,50	1,14	0,52	1,17	0,93	0,25	0,20	0,08	1,55	2,17	1,02
S6	0,23	1,16	0,46	0,59	0,92	0,43	0,37	0,33	0,15	0,53	0,97
S7	1,69	1,12	0,91	1,00	1,24	1,62	0,45	3,49	0,39	2,36	0,96
S8	2,15	1,13	0,63	0,64	1,01	0,95	0,98	0,77	0,49	0,65	0,95
S9	1,39	0,82	0,81	2,00	0,54	0,06	2,78	1,29	1,08	1,90	0,94
S10	0,35	0,69	0,86	2,00	0,90	1,35	0,16	0,04	1,65	0,37	1,02
S11	0,01	1,01	0,26	0,48	0,88	0,04	0,39	0,14	0,15	0,77	1,01
S12	0,85	1,05	1,03	4,00	1,09	1,08	0,34	0,28	0,43	2,06	1,05
S13	0,89	1,04	1,03	11,1	0,95	0,67	0,50	0,56	0,37	1,13	1,04
S14	0,20	1,09	0,25	0,77	1,01	0,08	0,12	0,06	0,49	0,04	1,01
Media	0,017	0,387	1,21	0,020	0,169	0,588	50,4	0,051	0,079	0,570	0,085
Desvi	0,011	0,061	0,009	0,001	0,410	0,520	57,6	0,600	0,088	0,450	0,001
Nota: Se	muestrar	los núm	eros índi	cec relati	voc a la n	nedia de l	a industr	ia nara to	dae lae v	ariablec	

Nota: Se muestran los números índices relativos a la media de la industria para todas las variables.

#### C. Multicolinealidad

La sugerencia de Sala i Martín de considerar la distribución conjunta del parámetro  $\beta_m$  ayuda a que el problema de la multicolinealidad pierda relevancia. Precisamente, la existencia de esa multicolinealidad debería traducirse en inferencias poco robustas. En cualquier caso, seguidamente presentamos un método adicional que podría ayudar a superar el problema de la existencia de multicolinealidad en las regresiones individuales si creyéramos que éste es excesivamente importante.

Para detectar su posible existencia nos hemos decantado, entre los diversos procedimientos existentes, por el número de condición. Una vez detectada la existencia o no de multicolinealidad, el siguiente paso es tratarla. Evidentemente, obviar el problema de la multicolinealidad, aunque no afecte a la explicatividad conjunta del modelo, sí que puede afectar a la estimación puntual del parámetro de interés y por ende a su varianza estimada y a la función distribución conjunta del mismo construida a partir de tales estimaciones. Sabido es que la multicolinealidad no afecta a la significatividad conjunta del modelo pero las estimaciones puntuales de los coeficientes se vuelven inestables lo que lleva a una gran imprecisión en estos valores finales. Por tanto, la mejor solución es tratar de superar el problema, para lo cual hemos procedido de dos maneras alternativas:

- a) Cuando el número de condición nos indica rechazar la hipótesis de ausencia de multicolinealidad, la estimación puntual del coeficiente y de la varianza de la variable de interés no se tiene en cuenta a la hora de elaborar el parámetro promedio,  $\beta^*_m$ , aunque sí que se incluye el valor de la verosimilitud en el cómputo de la suma total.
- b) Construimos  $\beta^*_{ml}$  y  $\sigma^2_{ml}$  promedio de tal forma que en lugar de utilizar como ponderación la verosimilitud, usamos la inversa del número de condición, de modo que cuando este valor es muy grande (existencia de multicolinealidad) el peso del coeficiente estimado en esa ecuación tiene un menor peso en la construcción final de los parámetros promedio y viceversa.

Replicando el ejercicio realizado en la sección 5 para estos dos casos, hemos obtenido unos resultados que no son cualitativamente muy diferentes ni entre sí ni con

respecto a los del caso en que ponderábamos por verosimilitud utilizando las estimaciones de todas las regresiones. Estos resultados no son presentados aquí por razones de espacio pero pueden ser solicitados a los autores.

### 9. Anexo

Tabla A.1 Resultados del EBA Sector 1 Muestra completa

			Occioi i i	nacstia c	ompicta			
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin
DDE	0.0983	0.0139	0.79769	1.0000	1.0000	0.00%	0.3501	-0.1619
VPB	0.9593	0.2870	0.96333	1.0000	1.0000	36.84%	4.1049	-0.0310
HC	0.0318	0.0304	0.57232	0.5500	0.5500	0.00%	0.4827	-0.4020
TT	-0.0097	0.4063	0.50608	0.3000	0.3000	0.00%	2.4213	-1.7304
IK	-0.0856	0.3082	0.56125	0.4737	0.4737	0.00%	0.9831	-2.6423
BEN	0.2714	0.4025	0.66559	0.7368	0.7368	10.53%	3.1605	-1.8491
BNF	-0.6515	0.3642	0.85984	0.3684	0.3684	26.32%	0.6360	-4.6181

	Tabla A.2 Resultados del EBA Sector 2 Muestra completa											
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	Bmin				
DDE	0.1136	0.0245	0.76601	1.0000	1.0000	0.00%	0.4732	-0.2263				
VPB	-0.0300	0.0491	0.55386	0.3000	0.3000	0.00%	0.5262	-0.6035				
HC	-0.3667	0.0569	0.93786	0.0000	0.0000	10.00%	0.2369	-0.8185				
TT	0.5930	0.3682	0.83578	1.0000	1.0000	5.00%	2.1289	-1.3513				
IK	0.1602	0.0984	0.69517	0.9000	0.9000	0.00%	1.3094	-0.7013				
BEN	-0.1001	0.1380	0.60623	0.2000	0.2000	0.00%	0.8119	-1.7331				
BNF	-0.0505	0.1485	0.55208	0.2500	0.2500	0.00%	1.6466	-1.0467				

 $<sup>^{16}</sup>$  El contraste del número de condición rechaza la hipótesis nula de ausencia de multicolinealidad si el valor de  $\sqrt[4]{\lambda_{max}}/\sqrt[4]{\lambda_{min}}$  es relativamente alto (nosotros hemos cogido el valor de 25).  $\lambda_{max}$  y  $\lambda_{min}$  son los autovalores máximo y mínimo, respectivamente, de la matriz tipificada de los regresores x'x.

Tabla A.3 Resultados del EBA Sector 3. Muestra completa											
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin			
DDE	0.1019	0.0223	0.75262	1.0000	1.0000	0.00%	0.4335	-0.2222			
VPB	-0.2033	0.0896	0.75148	0.0000	0.0000	0.00%	0.7071	-1.1097			
HC	0.0603	0.0333	0.62935	0.9000	0.9000	0.00%	0.5346	-0.3686			
TT	0.4238	0.3165	0.77437	0.9500	0.9500	0.00%	1.8892	-1.3700			
IK	-0.0597	0.2413	0.54836	0.3500	0.3500	0.00%	1.6590	-1.0026			
BEN	-0.2354	0.1552	0.72491	0.0000	0.0000	0.00%	0.8775	-1.5962			
BNF	0.1354	0.0910	0.67325	0.7000	0.7000	0.00%	1.0835	-0.5333			

	Tabla A.4 Resultados del EBA Sector 4. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin			
DDE	0.2416	0.0272	0.92853	1.0000	1.0000	5.00%	0.6773	-0.2317			
VPB	-0.8272	0.1171	0.99218	0.0000	0.0000	85.00%	0.3568	-2.3059			
HC	0.1067	0.0295	0.73301	1.0000	1.0000	0.00%	0.5064	-0.3319			
TT	0.7720	0.2205	0.94989	1.0000	1.0000	30.00%	2.2145	-0.9283			
IK	0.1783	0.0732	0.74497	0.7500	0.7500	10.00%	1.0248	-0.5532			
BEN	0.0667	0.1113	0.57916	0.6000	0.6000	20.00%	1.1598	-1.4801			
BNF	0.0636	0.1080	0.57665	0.4500	0.4500	5.00%	1.6786	-0.9728			

Tabla A.5 Resultados del EBA Sector 5. Muestra completa											
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{\rm m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin			
DDE	-0.0863	0.0127	0.77782	0.0000	0.0000	0.00%	0.1492	-0.4212			
VPB	-0.1817	0.0187	0.90807	0.0000	0.0000	20.00%	0.1807	-0.6419			
HC	0.0015	0.0178	0.50445	0.6000	0.6000	0.00%	0.4179	-0.3984			
TT	0.1022	0.1568	0.60187	0.6000	0.6000	0.00%	1.3743	-1.2242			
IK	0.2897	0.0984	0.82218	0.6500	0.6500	25.00%	1.9736	-0.7675			
BEN	-0.4187	0.0871	0.92199	0.0000	0.0000	35.00%	0.1968	-1.8039			
BNF	-0.3955	0.0131	0.99973	0.0000	0.0000	100.00	-0.0767	-0.6410			

	Tabla A.6 Resultados del EBA Sector 6. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin			
DDE	-0.3351	0.0297	0.97403	0.0000	0.0000	40.00%	0.1202	-0.7248			
VPB	-0.0824	0.0541	0.63835	0.2000	0.2000	0.00%	0.7454	-0.6860			
HC	0.2269	0.0401	0.87155	1.0000	1.0000	0.00%	0.8068	-0.3125			
TT	-0.2763	0.3468	0.68052	0.2500	0.2500	0.00%	1.8389	-2.2809			
IK	0.3029	0.0620	0.88807	0.9500	0.9500	5.00%	1.1500	-0.4915			
BEN	-0.4656	0.0892	0.94045	0.0000	0.0000	40.00%	0.6022	-1.2599			
BNF	-0.1508	0.0444	0.76291	0.0500	0.0500	0.00%	0.5712	-0.8749			

	Tabla A.7. Resultados del EBA Sector 7. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin			
DDE	-0.0063	0.0295	0.51456	0.3500	0.3500	0.00%	0.4721	-0.4354			
VPB	0.1216	0.1520	0.6225	0.7000	0.7000	5.00%	1.5151	-0.9420			
HC	0.2654	0.0313	0.93341	1.0000	1.0000	15.00%	0.8709	-0.2747			
TT	0.7070	0.6340	0.81271	0.8500	0.8500	0.00%	3.5536	-2.2196			
IK	0.3119	0.1353	0.8017	0.9500	0.9500	10.00%	1.8558	-0.7907			
BEN	-0.6228	0.1358	0.95447	0.0000	0.0000	30.00%	0.2630	-1.8243			
BNF	-0.2030	0.0342	0.86396	0.0000	0.0000	5.00%	0.2832	-0.9958			

	Tabla A.8. Resultados del EBA Sector 8. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin			
DDE	-0.2003	0.0325	0.8667	0.0000	0.0000	0.00%	0.2172	-0.6200			
VPB	-0.3190	0.0687	0.8883	0.0000	0.0000	20.00%	0.3745	-1.1638			
HC	0.2909	0.0512	0.90071	1.0000	1.0000	15.00%	0.8237	-0.3857			
TT	-0.1183	0.4292	0.57165	0.3500	0.3500	0.00%	1.8096	-1.3883			
IK	0.0040	0.1771	0.50379	0.4000	0.4000	0.00%	1.7254	-1.4830			
BEN	-0.3741	0.2562	0.77009	0.2000	0.2000	15.00%	1.7633	-2.4723			
BNF	0.2351	0.0636	0.82448	0.9500	0.9500	0.00%	1.1335	-0.4949			

Tabla A.9. Resultados del EBA Sector 9. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin		
DDE	-0.0074	0.0360	0.51565	0.1000	0.1000	0.00%	0.4277	-0.3966		
VPB	-0.1330	0.0634	0.70121	0.2500	0.2500	0.00%	0.5687	-0.8595		
HC	0.0334	0.0626	0.55315	0.5500	0.5500	0.00%	0.6274	-0.5772		
TT	-1.0034	0.4205	0.93912	0.0000	0.0000	20.00%	0.5835	-2.8828		
IK	-0.1666	0.0825	0.71914	0.0500	0.0500	0.00%	0.7354	-0.7654		
BEN	-0.1550	0.1039	0.68464	0.2500	0.2500	0.00%	0.6615	-0.9454		
BNF	0.2280	0.0987	0.76593	1.0000	1.0000	0.00%	1.1057	-0.5411		

Tabla A.10 Resultados del EBA Sector 10. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin		
DDE	-0.0692	0.0175	0.69967	0.0000	0.0000	0.00%	0.2266	-0.3852		
VPB	0.5294	0.3259	0.82311	0.8500	0.8500	0.00%	2.9880	-0.7178		
HC	-0.0362	0.0360	0.5757	0.2500	0.2500	0.00%	0.4361	-0.5141		
TT	-0.0884	0.3174	0.56235	0.3000	0.3000	0.00%	1.5609	-1.1579		
IK	0.0253	0.1858	0.52341	0.6500	0.6500	0.00%	1.1389	-1.5640		
BEN	-0.2295	0.5259	0.62419	0.3000	0.3000	0.00%	2.2588	-2.8528		
BNF	-0.4284	0.1843	0.84083	0.0000	0.0000	0.00%	0.3366	-2.2631		

	Tabla A.11 Resultados del EBA Sector 11. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin			
DDE	-0.1461	0.0114	0.91412	0.0000	0.0000	0.00%	0.0987	-0.4040			
VPB	-0.1906	0.0183	0.92059	0.0000	0.0000	40.00%	0.2326	-0.5523			
HC	0.0074	0.0207	0.52044	0.4500	0.4500	0.00%	0.5619	-0.3924			
TT	0.2860	0.1834	0.74785	0.7000	0.7000	15.00%	1.8732	-1.0462			
IK	-0.0520	0.0879	0.56958	0.5000	0.5000	45.00%	1.5004	-1.8657			
BEN	-0.3297	0.0430	0.94414	0.0000	0.0000	45.00%	0.2248	-1.2440			
BNF	-0.5893	0.0359	0.99906	0.0000	0.0000	95.00%	0.0182	-1.3826			

Tabla A.12 Resultados del EBA Sector 12. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin		
DDE	0.1836	0.0227	0.88882	1.0000	1.0000	0.00%	0.5759	-0.2339		
VPB	0.1122	0.0389	0.71515	0.8500	0.8500	0.00%	0.7731	-0.5635		
HC	0.3285	0.0238	0.98333	1.0000	1.0000	65.00%	1.0457	-0.2542		
TT	0.4055	0.3317	0.75932	0.8500	0.8500	20.00%	2.4643	-1.6207		
IK	0.3981	0.0869	0.91163	0.8000	0.8000	35.00%	2.1919	-1.3314		
BEN	0.0173	0.1134	0.52047	0.6000	0.6000	35.00%	1.6545	-2.0102		
BNF	-0.4651	0.0246	0.99848	0.0000	0.0000	95.00%	0.0360	-0.8891		

Tabla A.13 Resultados del EBA Sector 13. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin		
DDE	-0.0537	0.0248	0.6334	0.0000	0.0000	0.00%	0.3179	-0.3939		
VPB	-0.3626	0.0251	0.98901	0.0000	0.0000	100.00	-0.0002	-0.8034		
HC	0.1047	0.0372	0.70623	1.0000	1.0000	0.00%	0.5323	-0.3189		
TT	0.0412	0.1888	0.53777	0.5500	0.5500	0.00%	1.2538	-1.3604		
IK	-0.0523	0.1131	0.56174	0.5000	0.5000	0.00%	0.9894	-1.2986		
BEN	0.1686	0.0482	0.77872	1.0000	1.0000	0.00%	0.8501	-0.3254		
BNF	0.0852	0.0910	0.61123	0.8000	0.8000	0.00%	0.7106	-0.8713		

	Tabla A.14 Resultados del EBA Sector 14. Muestra completa										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signif.	Bmax.	BMin			
DDE	0.0926	0.0233	0.72796	1.0000	1.0000	0.00%	0.4758	-0.2631			
VPB	-0.3516	0.0389	0.96269	0.0000	0.0000	30.00%	0.1629	-0.8179			
HC	-0.0172	0.0332	0.5377	0.4000	0.4000	0.00%	0.6858	-0.5396			
TT	0.3279	0.3238	0.71774	0.7000	0.7000	5.00%	2.1102	-1.3000			
IK	0.1496	0.1288	0.6616	0.5500	0.5500	10.00%	1.4318	-1.1671			
BEN	-0.4322	0.0890	0.92635	0.0000	0.0000	30.00%	0.2181	-1.3764			
BNF	-0.2545	0.0375	0.90548	0.0000	0.0000	5.00%	0.5708	-0.7976			

Tabla A.15. Resultados del EBA Sector 1. 1978-92										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{\text{m}}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.		
DDE	-0,2513	0,1203	0,7656	0,0556	0,0364	4,85%	0,7321	-1,1099		
VPB	1,2810	0,5861	0,9529	1,0000	1,0000	31,90%	5,2966	-1,3663		
DIM	0,3295	0,8780	0,6374	0,6824	0,7580	4,46%	5,0087	-4,1357		
GC	-0,1288	0,0636	0,6952	0,4839	0,2671	0,00%	0,6267	-1,1971		
IK	-0,9412	0,4312	0,9241	0,1097	0,0124	12,42%	0,7626	-3,6611		
BEN	-0,5478	1,5538	0,6698	0,4029	0,3975	17,39%	3,5746	-7,4170		
HC	-0,5814	0,2507	0,8772	0,0125	0,0000	10,91%	1,0402	-2,2279		
TT	0,0367	1,1089	0,5139	0,4238	0,4969	1,26%	2,5391	-3,4474		
MAR	0,3205	1,4742	0,6041	0,4718	0,6129	5,16%	6,7965	-6,8128		
JP	0,3630	0,0216	0,9933	0,9172	1,0000	81,60%	0,7952	-0,1906		
BNF	0,2210	1,4935	0,5718	0,8400	0,7778	17,09%	5,6749	-8,2341		
SS	-0,2713	0,4546	0,6563	0,1200	0,1282	5,13%	3,3431	-2,0534		

Tabla A.16. Resultados del EBA											
Sector 2. 1978-92											
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.			
DDE	0,0268	0,1090	0,5324	0,6281	0,6074	0,00%	1,1841	-1,3425			
VPB	-0,3057	0,3380	0,7005	0,3842	0,2025	2,45%	1,4969	-1,9696			
DIM	-0,0861	0,0821	0,6181	0,2308	0,2782	0,00%	0,8218	-0,9266			
GC	0,1996	0,1283	0,7113	0,7500	0,7607	0,00%	1,5447	-1,1191			
IK	1,0599	0,6902	0,8990	0,9935	1,0000	48,34%	5,6788	-1,8654			
BEN	-0,6832	0,2262	0,9246	0,2174	0,0000	56,44%	0,7372	-2,2629			
HC	-0,1854	0,0804	0,7434	0,1890	0,0859	2,45%	0,6570	-1,1860			
TT	-0,2913	1,1822	0,6056	0,5122	0,3742	1,23%	3,5239	-4,6055			
MAR	0,5195	0,7228	0,7294	0,8452	0,8146	43,71%	2,5113	-4,8935			
JP	0,3056	0,1778	0,7657	0,7055	0,8282	11,66%	1,6727	-1,1255			
BNF	-1,4051	0,3258	0,9931	0,0000	0,0000	87,73%	1,6237	-4,2961			
SS	0,1973	0,3790	0,6257	0,7778	0,7423	1,84%	2,3827	-1,1935			

	Tabla A.17. Resultados del EBA										
Sector 3. 1978-92											
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.			
DDE	0,1497	0,1104	0,6738	0,8303	0,8849	0,00%	1,1451	-1,0329			
VPB	-0,1429	0,1065	0,6692	0,3394	0,4121	13,33%	0,9949	-1,7187			
DIM	0,4826	0,1225	0,9161	0,9394	0,9515	24,24%	1,7410	-1,3222			
GC	0,2521	0,1540	0,7397	0,9333	0,9152	1,21%	1,6735	-0,9980			
IK	0,6771	0,3305	0,8805	0,9212	0,9030	37,58%	2,9396	-3,2981			
BEN	0,7835	0,4694	0,8736	0,9636	0,9394	26,67%	3,2037	-1,4134			
HC	-0,1434	0,2502	0,6128	0,5455	0,4546	2,42%	1,3770	-3,2358			
TT	-0,8869	1,4996	0,7655	0,3152	0,2788	16,97%	3,7687	-7,2280			
MAR	-0,2489	0,1543	0,7369	0,4727	0,3152	23,03%	1,7125	-1,7686			
JP	-0,2496	0,1202	0,7642	0,0485	0,0364	0,00%	0,9065	-1,2023			
BNF	-0,4363	0,5502	0,7218	0,2121	0,1818	15,76%	2,8550	-5,0356			
SS	0,1197	0,9379	0,5492	0,6121	0,6485	9,70%	2,0454	-4,8139			

Tabla A.18. Resultados del EBA Sector 4. 1978-92										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{\rm m}(0)$	$\Phi_{\rm m}^{\rm NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.		
DDE	-0,1261	0,0407	0,7341	0,1394	0,0121	0,00%	0,3265	-0,7706		
VPB	0,5530	0,0403	0,9971	0,8606	1,0000	89,09%	1,3022	-0,1035		
DIM	0,2179	0,2910	0,6569	0,8121	0,7576	14,55%	1,4694	-1,8596		
GC	0,4302	0,1198	0,8931	0,9451	1,0000	11,52%	2,9491	-0,3432		
IK	0,3104	0,1059	0,8299	0,9818	0,9879	1,21%	1,3554	-1,0508		
BEN	0,7263	0,3206	0,9002	0,8232	0,8788	27,88%	3,7088	-1,5475		
HC	-0,0801	0,0565	0,6320	0,3273	0,2424	0,00%	0,7431	-1,0424		
TT	0,1252	0,9592	0,5509	0,6585	0,5879	9,70%	3,3241	-4,4431		
MAR	0,0634	0,2342	0,5521	0,5758	0,5939	12,12%	3,8785	-2,5691		
JP	0,0043	0,3116	0,5031	0,5455	0,4909	2,42%	1,6593	-2,8995		
BNF	0,2847	0,1069	0,8080	0,7394	0,7333	20,61%	1,9909	-1,4454		
SS	0,3415	1,1545	0,6247	0,6890	0,7117	3,68%	4,1101	-4,6907		

	Tabla A.19. Resultados del EBA										
	Sector 5. 1978-92										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.			
DDE	-0,2917	0,1124	0,8079	0,1455	0,1818	16,97%	1,0780	-1,2212			
VPB	-0,3089	0,2231	0,7434	0,2546	0,1636	9,70%	1,5975	-1,7493			
DIM	0,0699	0,2773	0,5528	0,3515	0,4727	7,27%	2,5363	-1,5730			
GC	0,1109	0,2947	0,5809	0,7091	0,6485	13,33%	1,8211	-2,2274			
IK	0,4858	0,3163	0,8062	0,8909	0,9515	15,76%	3,1562	-0,8347			
BEN	0,1887	0,4918	0,6061	0,6061	0,6606	15,76%	3,9613	-2,9824			
HC	0,0255	0,1163	0,5298	0,6546	0,6000	0,00%	1,2988	-0,9959			
TT	-2,2080	0,8091	0,9930	0,1697	0,0121	78,79%	2,1795	-5,0762			
MAR	-0,2654	0,0499	0,8825	0,0667	0,0606	20,00%	0,5221	-1,0268			
JP	0,3494	0,1065	0,8578	0,9515	0,9091	19,39%	1,3935	-0,5199			
BNF	-0,5004	0,1136	0,9312	0,1697	0,0242	27,27%	1,1334	-2,3954			
SS	0,6783	0,4132	0,8544	0,8303	0,9636	45,46%	2,6657	-1,7950			

Tabla A.20. Resultados del EBA										
		Sect	or 6. 1978	3-92						
3amma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.			
-0,2802	0,1295	0,7819	0,0667	0,0364	0,00%	0,8879	-1,3319			
-0,5890	0,2786	0,8678	0,2121	0,0424	21,21%	1,8720	-1,6434			
0,8391	0,3796	0,9134	0,9818	0,9879	41,21%	5,5373	-1,0430			
-0,6969	0,4307	0,8559	0,0909	0,0727	34,55%	3,6828	-3,2942			
0,4442	0,3577	0,7712	0,8000	0,8424	14,55%	3,8197	-2,1915			
-0,2488	0,3578	0,6613	0,4061	0,2424	13,33%	5,9411	-1,8227			
0,3801	0,1825	0,8133	0,9152	0,9636	8,49%	1,5557	-1,3994			
-0,3623	1,5302	0,6152	0,5152	0,4121	3,64%	5,2168	-3,6482			
0,0236	0,0613	0,5379	0,5333	0,3939	9,70%	1,5205	-2,1158			
0,4732	0,0989	0,9338	0,9697	1,0000	23,03%	2,0242	-0,3282			
-0,7894	0,3894	0,8971	0,0182	0,0121	36,97%	2,9847	-2,4399			
0,7427	0,6868	0,8149	0,9758	0,9879	12,12%	3,5458	-1,5090			
	-0,2802 -0,5890 0,8391 -0,6969 0,4442 -0,2488 0,3801 -0,3623 0,0236 0,4732 -0,7894	-0,2802 0,1295 -0,5890 0,2786 0,8391 0,3796 -0,6969 0,4307 0,4442 0,3577 -0,2488 0,3578 0,3801 0,1825 -0,3623 1,5302 0,0236 0,0613 0,4732 0,0989 -0,7894 0,3894	GammaStd.N(γ,σ)-0,28020,12950,7819-0,58900,27860,86780,83910,37960,9134-0,69690,43070,85590,44420,35770,7712-0,24880,35780,66130,38010,18250,8133-0,36231,53020,61520,02360,06130,53790,47320,09890,9338-0,78940,38940,8971	SammaStd.N( $\gamma$ ,σ) $\Phi_m(0)$ -0,28020,12950,78190,0667-0,58900,27860,86780,21210,83910,37960,91340,9818-0,69690,43070,85590,09090,44420,35770,77120,8000-0,24880,35780,66130,40610,38010,18250,81330,9152-0,36231,53020,61520,51520,02360,06130,53790,53330,47320,09890,93380,9697-0,78940,38940,89710,0182	-0,2802         0,1295         0,7819         0,0667         0,0364           -0,5890         0,2786         0,8678         0,2121         0,0424           0,8391         0,3796         0,9134         0,9818         0,9879           -0,6969         0,4307         0,8559         0,0909         0,0727           0,4442         0,3577         0,7712         0,8000         0,8424           -0,2488         0,3578         0,6613         0,4061         0,2424           0,3801         0,1825         0,8133         0,9152         0,9636           -0,3623         1,5302         0,6152         0,5152         0,4121           0,0236         0,0613         0,5379         0,5333         0,3939           0,4732         0,0989         0,9338         0,9697         1,0000           -0,7894         0,3894         0,8971         0,0182         0,0121	SammaStd.N(γ,σ) $\Phi_m(0)$ $\Phi_m^{NP}(0)$ Signifc0,28020,12950,78190,06670,03640,00%-0,58900,27860,86780,21210,042421,21%0,83910,37960,91340,98180,987941,21%-0,69690,43070,85590,09090,072734,55%0,44420,35770,77120,80000,842414,55%-0,24880,35780,66130,40610,242413,33%0,38010,18250,81330,91520,96368,49%-0,36231,53020,61520,51520,41213,64%0,02360,06130,53790,53330,39399,70%0,47320,09890,93380,96971,000023,03%-0,78940,38940,89710,01820,012136,97%	GammaStd.N(γ,σ) $\Phi_m(0)$ $\Phi_m^{NP}(0)$ Signifc.BMax0,28020,12950,78190,06670,03640,00%0,8879-0,58900,27860,86780,21210,042421,21%1,87200,83910,37960,91340,98180,987941,21%5,5373-0,69690,43070,85590,09090,072734,55%3,68280,44420,35770,77120,80000,842414,55%3,8197-0,24880,35780,66130,40610,242413,33%5,94110,38010,18250,81330,91520,96368,49%1,5557-0,36231,53020,61520,51520,41213,64%5,21680,02360,06130,53790,53330,39399,70%1,52050,47320,09890,93380,96971,000023,03%2,0242-0,78940,38940,89710,01820,012136,97%2,9847			

Tabla A.21. Resultados del EBA Sector 7. 1978-92										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{\rm m}^{\rm NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.		
DDE	0,0162	0,9869	0,5065	0,5636	0,4606	0,00%	3,0296	-2,9401		
VPB	-0,0985	2,4514	0,5251	0,6296	0,4667	0,00%	4,8926	-7,5651		
DIM	-0,3452	1,3324	0,6176	0,2849	0,3758	0,00%	4,2531	-5,8126		
GC	-1,0923	5,4438	0,6802	0,4512	0,2788	2,42%	9,21285	-10,882		
IK	0,1088	2,2687	0,5288	0,6788	0,5515	0,00%	5,3059	-5,7326		
BEN	-1,5857	3,9785	0,7867	0,2407	0,2788	1,21%	4,43428	-14,255		
HC	1,9447	1,3228	0,9546	0,7333	1,0000	29,70%	5,4650	-0,2789		
TT	0,8557	25,345	0,5675	0,5671	0,6727	0,00%	21,938	-14,319		
MAR	-0,4561	1,6012	0,6407	0,3659	0,2424	0,00%	3,2131	-6,2656		
JP	0,6521	0,4800	0,8267	0,9212	1,0000	9,70%	2,8720	-1,4071		
BNF	-1,7312	2,7887	0,8501	0,1543	0,0000	2,52%	3.8071	-13.840		
SS	-1,0851	0,5089	0,9359	0,0000	0,0000	18,18%	0,4831	-3,4256		

Tabla A.22. Resultados del EBA										
			Sect	or 8. 197						
Variable	Gamma	Std.	$N(\gamma,\sigma)$	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.		
DDE	-0,3293	0,1645	0,7916	0,0909	0,1212	1,21%	0,8608	-1,6599		
VPB	-0,7654	0,6922	0,8212	0,2727	0,0727	15,76%	2,1495	-4,8144		
DIM	0,5265	0,4651	0,7799	0,6061	0,7758	13,33%	3,6926	-1,8256		
GC	0,5285	0,0533	0,9890	0,9879	1,0000	74,55%	1,3122	-0,3439		
IK	1,2675	0,4706	0,9677	0,9758	0,9879	45,46%	5,0598	-1,4861		
BEN	-0,6710	0,3962	0,8568	0,5091	0,2485	36,36%	2,1140	-3,8473		
HC	0,0779	0,1957	0,5699	0,5879	0,6909	0,00%	1,4176	-1,7600		
TT	0,6943	2,3235	0,6756	0,7455	0,6727	2,42%	8,3647	-5,0099		
MAR	-0,1543	0,0752	0,7131	0,4364	0,3030	10,91%	0,9266	-1,0076		
JP	0,0184	0,1262	0,5206	0,7152	0,5515	0,00%	1,0384	-0,9378		
BNF	-1,3077	0,0850	1,0000	0,0182	0,0000	100,00%	-0,4447	-3,1425		
SS	0,2578	0,5500	0,6360	0,6727	0,6970	2,42%	4,4116	-3,2537		

	Tabla A.23 Resultados del EBA										
Sector 9. 1978-92											
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.			
DDE	-0,1846	0,1225	0,7011	0,1758	0,0849	0,00%	0,7744	-1,1092			
VPB	0,1671	0,2013	0,6452	0,8293	0,8182	0,00%	1,5061	-1,1089			
DIM	-0,7695	1,1150	0,7669	0,0121	0,0121	1,21%	2,0046	-7,2705			
GC	0,3513	0,1637	0,8074	1,0000	1,0000	0,00%	1,4825	-0,7620			
IK	-0,3533	0,6837	0,6654	0,2242	0,2849	0,00%	1,7869	-3,3983			
BEN	-0,0337	0,2537	0,5267	0,4908	0,4909	0,00%	1,2471	-2,0432			
HC	-0,0727	0,1251	0,5815	0,2182	0,2242	0,00%	0,8820	-1,3164			
TT	-0,1003	1,2615	0,5356	0,3537	0,4485	0,00%	4,0739	-4,7013			
MAR	0,0439	0,9009	0,5184	0,2849	0,3030	0,00%	6,3848	-2,7016			
JP	0,5684	0,1412	0,9348	1,0000	1,0000	6,06%	1,4851	-0,4680			
BNF	-0,1724	1,2929	0,5603	0,3681	0,2970	0,00%	4,5943	-7,4191			
SS	0,0073	0,6560	0,5036	0,5153	0,3333	0,00%	4,9836	-2,7701			

	Tabla A.24 Resultados del EBA										
Sector 10. 1978-92											
Variable	Gamma	Std.	$N(\gamma,\sigma)$	$\Phi_{\rm m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.			
DDE	0,1974	0,1261	0,7108	0,7273	0,8424	0,00%	1,3498	-0,7197			
VPB	-0,3372	0,1296	0,8255	0,3697	0,0485	10,91%	1,0105	-1,6102			
DIM	0,8576	0,1747	0,9799	0,9818	0,9879	68,49%	2,4591	-1,2281			
GC	-0,0852	0,1177	0,5981	0,4667	0,4364	1,21%	1,1362	-1,2855			
IK	0,5038	0,2217	0,8577	0,8182	0,8788	22,42%	2,3314	-1,2443			
BEN	0,1347	0,3457	0,5906	0,5939	0,5394	20,61%	3,1984	-2,0954			
HC	0,4335	0,1242	0,8907	0,9212	0,9636	25,46%	1,5934	-0,7716			
TT	0,5626	0,8722	0,7266	0,6970	0,8424	9,70%	3,2498	-2,3428			
MAR	-0,4036	0,2172	0,8068	0,3697	0,2000	29,09%	1,1452	-3,0323			
JP	0,0498	0,0808	0,5695	0,5939	0,5879	0,00%	0,8202	-1,0690			
BNF	-0,4418	0,1885	0,8456	0,0909	0,1212	34,55%	2,4718	-1,9708			
SS	0,1588	0,4617	0,5924	0,4182	0,6121	14,55%	2,9973	-2,5551			

Tabla A.25 Resultados del EBA										
Sector 11. 1978-92										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.		
DDE	-0,0741	0,0886	0,5983	0,3818	0,3091	0,00%	0,5807	-1,0534		
VPB	0,0592	0,5408	0,5321	0,2849	0,4970	0,00%	2,9173	-2,9733		
DIM	-0,2212	0,3219	0,6517	0,2546	0,2788	0,00%	1,5816	-2,2341		
GC	0,2829	0,4672	0,6605	0,6727	0,7333	9,70%	2,5465	-2,3652		
IK	0,0902	0,4696	0,5524	0,4667	0,4061	2,42%	3,1140	-3,0004		
BEN	0,2988	0,8127	0,6298	0,6000	0,6485	5,46%	3,6612	-3,4620		
HC	-0,5173	0,1741	0,8925	0,1455	0,0000	11,52%	0,4570	-2,1147		
TT	-0,1770	1,9169	0,5509	0,4727	0,3939	0,00%	3,5072	-5,0219		
MAR	-0,7457	0,1638	0,9673	0,0121	0,0000	49,09%	0,4835	-2,4562		
JP	-0,2106	0,0812	0,7701	0,0606	0,0000	4,24%	0,5279	-1,0181		
BNF	-0,4563	0,2229	0,8331	0,0242	0,0000	4,24%	0,9969	-2,0593		
SS	0,4856	0,7245	0,7158	0,5818	0,7939	6,06%	3,2379	-2,2591		

Tabla A.26 Resultados del EBA										
Sector 12. 1978-92										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.		
DDE	-0,2968	0,1134	0,8109	0,1152	0,0485	23,64%	0,8983	-1,0487		
VPB	-0,1888	0,2325	0,6523	0,4424	0,4606	9,70%	1,6894	-2,1138		
DIM	0,3802	0,3120	0,7520	0,7152	0,9030	3,64%	1,9682	-1,8815		
GC	-0,8070	0,5530	0,8611	0,1515	0,2364	44,24%	3,2036	-4,7255		
IK	-0,3225	0,4071	0,6934	0,4546	0,4000	8,49%	2,1602	-2,9029		
BEN	0,0742	0,5766	0,5389	0,7394	0,5576	14,55%	4,7248	-5,1550		
HC	0,7601	0,2193	0,9477	0,9818	0,9818	42,42%	3,4494	-1,8480		
TT	-0,7140	2,3528	0,6792	0,3030	0,1939	11,52%	5,7005	-7,8458		
MAR	-1,1054	0,1933	0,9940	0,0000	0,0000	78,18%	0,9981	-2,9315		
JP	-0,3893	0,1232	0,8663	0,0545	0,0061	0,00%	0,7190	-1,5019		
BNF	-0,6374	0,6204	0,7908	0,2485	0,1939	34,55%	2,2263	-5,4186		
SS	0,6885	0,6592	0,8018	0,7697	0,8303	44,85%	3,5717	-1,5738		

	Tabla A.27 Resultados del EBA Sector 13. 1978-92										
Variable	Gamma	Std.	Ν(γ,σ)	$\Phi_{m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	ВМах.	BMin.			
DDE	-0,0183	0,0870	0,5247	0,4485	0,3758	0,61%	0,9202	-0,7111			
VPB	-0,1690	0,1567	0,6653	0,5273	0,3333	10,91%	1,5784	-2,1070			
DIM	0,6205	0,0980	0,9763	0,9333	1,0000	49,70%	2,0352	-0,2752			
GC	-0,0110	0,0692	0,5166	0,5697	0,5455	0,00%	0,6738	-0,8167			
IK	0,2579	0,1974	0,7192	0,6667	0,8546	0,00%	2,1080	-1,4085			
BEN	-0,1791	0,1733	0,6665	0,3273	0,1212	7,27%	0,6637	-1,5542			
HC	0,8114	0,0561	0,9997	0,9030	1,0000	98,79%	1,4461	-0,0259			
TT	0,0540	0,7554	0,5248	0,4000	0,5273	0,00%	2,9931	-3,2111			
MAR	0,0603	0,0810	0,5839	0,7515	0,7333	9,09%	0,7147	-1,1114			
JP	0,2740	0,0822	0,8304	0,9333	0,9273	0,00%	1,1184	-0,4360			
BNF	-0,8056	0,0467	0,9999	0,0788	0,0000	100,00%	-0,2270	-1,7715			
SS	-0,6880	0,4311	0,8527	0,2182	0,2546	1,21%	1,6243	-3,4824			

Tabla A.28 Resultados del EBA								
Sector 14. 1978-92								
Variable	Gamma	Std.	$N(\gamma,\sigma)$	$\Phi_{\rm m}(0)$	$\Phi_{m}^{NP}(0)$	Signifc.	BMax.	BMin.
DDE	-0,3693	0,1656	0,8179	0,1939	0,0364	10,91%	0,7421	-2,0527
VPB	-0,7171	0,1792	0,9548	0,0545	0,0000	45,46%	1,0061	-2,4801
DIM	0,3490	0,0624	0,9188	0,8909	1,0000	25,46%	1,1505	-0,4838
GC	0,1126	0,0753	0,6591	0,7697	0,8182	0,00%	0,9953	-0,5913
IK	0,4618	0,1752	0,8650	0,9939	1,0000	18,18%	1,5007	-0,7281
BEN	0,1589	0,2731	0,6195	0,7636	0,6849	3,64%	3,0795	-1,9422
HC	-0,1338	0,1996	0,6177	0,5030	0,4303	0,00%	1,6672	-1,9013
TT	-0,3117	0,7569	0,6399	0,5697	0,2303	0,00%	3,3505	-2,6659
MAR	0,2329	0,2439	0,6814	0,7455	0,7091	18,18%	1,8481	-3,3387
JP	0,3007	0,0351	0,9456	0,9818	1,0000	30,30%	0,7852	-0,3473
BNF	-0,4170	0,0665	0,9471	0,0121	0,0000	39,39%	0,6428	-1,7194
SS	0,4915	0,1958	0,8667	0,9030	0,9273	12,12%	2,3731	-1,7813

#### DOCUMENTOS DE TRABALLO XA PUBLICADOS

#### ÁREA DE ANÁLISE ECONÓMICA:

- 1. Experimentación y estructura de mercado en la relación de licencia de patentes no drásticas. El caso de información simétrica. (Manuel Antelo Suárez).
- **2.** Experimentación y estructura de mercado en la relación de licencia de patentes no drásticas. El caso de información asimétrica. (**Manuel Antelo Suárez**).
- 3. Modelos empíricos de oligopolio: una revisión. (María Consuelo Pazó Martínez).
- **4.** El Análisis económico de los procesos de urbanización. (**Olga Alonso Villar**).
- 5. Optimal Tariffs WhenProduction is fixed. (José Méndez Naya; Luciano Méndez Naya).
- 6. Reglas de clasificación discriminante: aplicación a la vivienda. (Raquel Arévalo Tomé).
- 7. Estructura demográfica y sistemas de pensiones. Un análisis de equilibrio general aplicado a la economía española. (María Montero Muñóz).
- **8.** *Spatial distribution of production and education.* (**Olga Alonso-Villar**).
- 9. Diferencias salariales y comportamiento no competitivo en el mercado de trabajo en la industria española. (Víctor Manuel Montuenga, Andrés E. Romeu Santana, Melchor Fernández Fernández)

#### ÁREA DE ECONOMÍA APLICADA:

- 1. Economía de Mercado e Autoxestión: Sociedades Anónimas Laborais do Sector Industrial en Galicia. (Xosé Henrique Vazquez Vicente).
- 2. Fecundidade e Actividade en Galicia, 1970-1993. (Xoaquín Fernández Leiceaga.)
- 3. La reforma de la financiación autonómica y su incidencia en Galicia. (Xoaquín Álvarez Corbacho).
- **4.** A industria conserveira: Análise económica dunha industria estratéxica en Galicia. 1996. (**José Ramón García González**).
- 5. A contabilización física dos fluxos de enerxía e materiais. (Xoan Ramón Doldán García).

#### **ÁREA DE HISTORIA:**

- 1. Aproximación ao crédito na Galiza do S. XIX. Os casos da terra de Santiago e da Ulla. (Francisco Xabier Meilán Arroyo)
- 2. Aspectos do comercio contemporáneo entre España e Portugal. (Carmen Espido Bello).
- 3. Pensamento económico e agrarismo na primeira metade do século XX. (Miguel Cabo Villaverde).
- **4.** Civilizar o corpo e modernizar a vida: ximnasia, sport e mentalidade burguesa na fin dun século. Galicia 1875-1900. (Andrés Domínguez Almansa).

- 5. Las élites parlamentarias de Galicia (1977-1996). (Guillermo Marquez Cruz).
- **6.** Perfil do propietario innovador na Galicia do século XIX. Historia dun desencontro. (**Xosé R. Veiga Alonso**).
- 7. Os atrancos do sector pecuario galego no contexto da construcción do mercado interior español, 1900-1921. (Antonio Bernardez Sobreira).
- 8. Los estudios electorales en Galicia: Una revisión bibliográfica (1876-1997). (Ignacio Lago Peñas).

#### ÁREA DE XEOGRAFÍA:

- 1. A industria da lousa. (Xosé Antón Rodríguez González; Xosé Mª San Román Rodríguez).
- 2. O avellentamento demográfico en Galicia e as súas consecuencias. (Jesús M. González Pérez; José Somoza Medina).
- 3. Estructura urbana da cidade da coruña, os barrios residenciais: o espacio obxetivo e a súa visión a través da prensa diaria. (Mª José Piñeira Mantiñán; Luis Alfonso Escudero Gómez).
- **4.** As vilas e a organización do espacio en Galicia. (Román Rodríguez González).
- 5. O comercio nas cabeceiras do interior de Galicia. (Alejandro López González).
- 6. A mortalidade infantil no noroeste portugués nos finais do século XX. (Paula Cristina Almeida Remoaldo).
- 7. O casco histórico de Santiago de Compostela, características demográficas e morfolóxicas. (José Antonio Aldrey Vázquez; José Formigo Couceiro).
- **8.** Mobilidade e planificación urbana en santiago de compostela: cara a un sistema de transportes sustentable. (**Miguel Pazos Otón**).

#### ÁREA DE XESTIÓN DA INFORMACIÓN

- 1. Estudio Comparativo das Bases de Datos: Science Citation Index, Biological Abstracts, Current contents, Life Science, Medline. (Margarida Andrade García; Ana María Andrade García; Begoña Domínguez Dovalo)
- 2. Análise de satisfacción de usuarios cos servicios bibliotecarios da Universidade na Facultade de Filosofía e CC. da Educación de Santiago. (Ana Menéndez Rodríguez; Olga Otero Tovar; José Vázquez Montero).

\* Tódolos exemplares están dispoñibles na biblioteca do IDEGA, así como na páxina WEB do Instituto(http://www.usc.es/idega/)

#### **NORMAS PARA A REMISIÓN DE ORIXINAIS:**

Deberán ser remitidos tres exemplares do traballo e unha copia en diskette ao Director do IDEGA: Avda. das ciencias s/nº. Campus Universitario Sur. 15706 Santiago de Compostela, cumprindo coas seguintes normas:

- 1. A primeira páxina deberá incluir o título, o/s nome/s, enderezo/s, teléfono/s e institución/s ás que pertences o/s autor/es, un índice, 5 palabras chave ou descriptores, así como dous resumos dun máximo de 200-250 palabras: un na língua na que estea escrita o traballo e outro en inglés.
- 2. O texto estará en interlineado doble con marxes mínimas de tres centímetros, e cunha extensión máxima de cincuenta folios incluídas as notas e a bibliografía.
- 3. A bibliografía se presentará alfabeticamente ao final do texto seguindo o modelo: Apelidos e iniciais do autor en maiusculas, ano de publicación entre paréntese e distinguindo a, b, c, en caso de máis dunha obra do mesmo autor no mesmo ano. Título en cursiva. Os títulos de artigo irán entre aspas e os nomes doas revistas en cursiva. lugar de publicación e editorial (en caso de libro), e, en caso de revista, volume e nº de revista seguido das páxinas inicial e final unidas por un quión.
- 4. As referencias bibliográficas no texto e nas notas ao pé seguirán os modelos habituais nas diferentes especialidades científicas.
- 5. O soporte informático empregado deberá ser Word ou WordPerfect para Windows 6.0 ou versión porterior, Excell ou Acces.
- 6. A dirección do IDEGA acusará recibo dos orixinais e resolverá sobre a súa publicación nun prazo prudencial. Terán preferencia os traballos presentados ás Sesións Científicas do Instituto.

O IDEGA someterá tódolos traballos recibidos a avaliación. Serán criterios de selección o nivel científico e a contribución dos mesmos á análise da realidade socio-económica galega.