

Salario y productividad sectorial: ¿existe evidencia de un comportamiento dual?*

Melchor Fernández
Víctor Montuenga

Departament d'Economia i d'Història Econòmica (IDEA)
Universitat Autònoma de Barcelona

Resumen

El objetivo de este trabajo es ofrecer nuevas estimaciones de la relación entre salario y productividad a nivel sectorial para la economía española. La metodología propuesta presenta ventajas adicionales frente a la aproximación comúnmente utilizada (datos de panel) al permitir diferencias en los parámetros de comportamiento. Los resultados obtenidos constatan la relación entre salario y productividad, al menos parcialmente. Así mismo, reflejan la existencia de un comportamiento dual en la determinación salarial de los sectores industriales lo que podría explicar, en parte, las dificultades de la economía española para generar empleo suficiente en las últimas décadas.

Palabras clave: productividad, salarios, generación de empleo, sectores retardatarios, sectores dinámicos.
Clasificación JEL: J24, J31

Abstract

The purpose of this paper is to provide new estimates for the wage-productivity relationship for the Spanish industrial sectors. In contrast to the commonly used panel data technique the proposed methodology allows to estimate different parameters across sectors. We find evidence of a dual behavior in the wage setting process depending on the degree of relationship between wage and productivity. This sort of behavior could explain the abnormally high unemployment in the Spanish economy.

Key words: productivity, wages, employment generation, lagging sectors, dynamic sectors.
JEL Classification: J24, J31.

1. Introducción

El propósito de este trabajo es analizar el mecanismo de determinación de los incrementos salariales reales a nivel industrial para la economía española. La identificación de los factores explicativos de la formación de salarios a nivel sectorial podría tener una importancia fundamental en la explicación del elevado desempleo sufrido por la economía española en los últimos años, como Andrés y García (1991), Dolado y Bentolila (1992) y Draper (1993) han puesto de manifiesto. El mecanismo de determinación salarial prevalente en la realidad industrial española puede ser la causa última de las dificultades existentes en la economía española para reducir (aun partiendo de niveles muy elevados) la tasa de paro.

* Los autores desean agradecer la ayuda institucional de la DGICYT, contrato PB93-0857, así como la del gobierno autónomo catalán, beca de *Formació d'Investigadors de la Generalitat de Catalunya*, ésta última únicamente en el caso del segundo autor. Igualmente, agradecen el continuo apoyo de José Luis Raymond Bara durante la elaboración de este artículo, así como los comentarios y sugerencias de Fernando Sánchez Losada, asistentes al *III Encontro Galego de Xóvenes Investigadores de Análise Económica*, Vigo 1997, y participantes en los *Quantitative Economic Workshops* de la Universitat Autònoma de Barcelona.

Los salarios en España se determinan fundamentalmente mediante la negociación colectiva entre representantes de trabajadores y empresarios. Acorde con este marco institucional, se pretende fundamentalmente contrastar la relación entre productividad del trabajo y remuneración salarial. Dicha relación se puede justificar tanto desde la base de un mercado competitivo como desde la de un mercado no competitivo donde la negociación salarial entre trabajadores y empresarios puede verse afectada por factores externos. Por ejemplo, de acuerdo con los autores anteriormente citados, la negociación entre trabajadores empleados *insiders* y empresarios viene influenciada por el comportamiento de los trabajadores no empleados *outsiders*; e incluso dentro de los trabajadores empleados, la existencia de contratos temporales puede determinar en gran parte el crecimiento salarial acordado. Se deduce, por tanto, que la propia identificación de los parámetros básicos salariales podría ser utilizada con el fin de intentar discriminar entre diversos modelos alternativos del comportamiento del mercado de trabajo (competitivo, *insider-outsider*, sindicato monopolista, salario de eficiencia, etc...) y para depurar las consecuencias de ese comportamiento específico de la fuerza de trabajo sobre el crecimiento del empleo y su reasignación. Por tanto, el estudio realizado se presenta desde el punto de vista de la política laboral como un análisis relevante, ya que nos ayuda a comprender la naturaleza de los factores no competitivos que operan en el mercado laboral. Como una consecuencia más del estudio, el mecanismo de determinación salarial propuesto se puede concebir como un marco de trabajo adecuado para la contrastación empírica de la aplicación de nuevas medidas de capital humano [Mulligan y Sala-i-Martin (1995)] basadas en la existencia de una relación positiva y significativa entre salario y productividad del trabajo.

El modelo propuesto, dada la desagregación empleada, facilita la separación entre efectos agregados y específicos en la determinación de los salarios sectoriales, permitiendo la estimación de parámetros que no están identificados cuando se utiliza información agregada y que podrían ayudar a comprender las diferencias salariales entre sectores, dependiendo de si los efectos mencionados son relativamente más relevantes en unos sectores que en otros. En definitiva presentaremos al salario sectorial como el resultado de los efectos simultáneos de dos tipos de factores: por un lado, los factores internos o específicos al sector (principalmente su productividad) y, por el otro, los factores externos (la situación general del mercado de trabajo).

Pese a la importancia del tema, los estudios empíricos realizados sobre el caso español son muy escasos. El mecanismo de determinación de salarios ha sido analizado empíricamente en España, básicamente a través de ecuaciones de salarios estimados utilizando información agregada de corte temporal (Dolado *et al.*, 1986; Andrés *et al.*, 1990; Andrés y García, 1991). El principal resultado de estos trabajos confirma la existencia de una relación positiva entre productividad y salario nominales (elasticidad cercana a la unidad). Sin embargo, este resultado ha sido puesto en duda por estudios planteados a un nivel de desagregación mayor (Andrés y García, 1991 y 1993; y Bentolila y Dolado, 1992), donde se obtienen elasticidades del salario respecto a la productividad muy inferiores a otros países —véase Homlund y Zetterberg (1991), Nickell y Kong (1992) y Graafland y Lever (1996)—¹. La explicación a esta aparente contradicción se fundamenta en el efecto agre-

¹ Los trabajos mencionados comparten implícitamente el supuesto de que la respuesta del salario a variaciones en la productividad es idéntica entre sectores.

gación. Sólo a nivel desagregado se permite la separación entre efectos agregados y específicos o sectoriales. Los resultados del análisis desagregado confirman que los salarios se determinan fundamentalmente en base a criterios de pago relativo y resultan notablemente influidos por las condiciones generales del mercado de trabajo (salario agregado y desempleo) siendo la indiciación respecto a la productividad dentro del sector muy baja.

Son varios los hechos que llevan a replantear la relación entre salario y productividad a nivel sectorial. En primer lugar, el supuesto de que todos los sectores son estructuralmente equivalentes, es decir, presentan unos parámetros de comportamiento idénticos parece excesivamente irrealista. La heterogeneidad sectorial de la respuesta del salario a variaciones en la productividad (intuida en el trabajo de Bentolila y Dolado, 1992) es confirmada empíricamente por los resultados del trabajo de Draper (1993). En segundo lugar, la evidencia empírica parece ser contraria a una de las principales conclusiones derivadas del mecanismo de determinación salarial propuesto por el trabajo de Andrés y García (1991 y 1993). Este mecanismo conduce a que las diferencias de productividad entre sectores se deberían manifestar en diferencias en el empleo más que en fuertes diferencias salariales. Por lo tanto, como también Draper (1993) destaca, mientras que en los sectores donde el crecimiento de la productividad del trabajo es menor que la media («retardatarios») se destruiría empleo, en aquéllos donde tal crecimiento es superior a la media («dinámicos») se crearía, provocando ello una reasignación del empleo de los sectores menos productivos a los más expansivos. Aunque ciertamente las diferencias en productividad no se han traducido completamente en diferencias salariales, la evolución de la desviación estándar de los salarios reales crece menos que la ofrecida por las productividades, los sectores donde el crecimiento de la productividad es más alto no presentan un crecimiento del empleo mayor (ver Tablas B2 y B3, en el Anexo B). De hecho, en muchos casos las ganancias de productividad en los sectores menos dinámicos se han conseguido casi exclusivamente a través de caídas drásticas en el nivel de empleo sectorial no siendo compensados por incrementos en el empleo en los sectores más dinámicos.² Por último, aunque el modelo de determinación salarial propuesto en el análisis desagregado planteado en los artículos anteriormente citados se presenta como un modelo adecuado para discriminar entre modelos alternativos del comportamiento de la oferta de trabajo³, los resultados a favor de la gran influencia de las condiciones generales del mercado de trabajo son consistentes con varios mecanismos de determinación salarial. Aunque, en principio, los resultados parecen confirmar un bajo poder *insider*, este resultado es consecuencia directa de la definición utilizada. ¿No podrían los trabajadores de cada sector intentar proteger sus salarios ante posibles *shocks* negativos específicos a través de mecanismos de fijación salarial que conecten su salario con el salario agregado?⁴ ¿No serán los sectores más pre-

² Draper (1993), con datos de la central de Balances del Banco de España, obtiene para el período 1984-89 una relación negativa entre productividad y empleo que no se corresponde en absoluto con el comportamiento esperado por Andrés y García (1991 y 1993).

³ El objetivo de los trabajos de Andrés y García (1991 y 1993), Bentolila y Dolado (1992) y Draper (1993) ha sido evaluar el poder de los *insiders* definido éste como el grado de indiciación de los salarios a las variaciones de productividad en el sector, y analizar si este poder puede ser un freno al crecimiento del empleo.

⁴ Esta idea está presente en el trabajo de Dolado y Bentolila (1992) cuando observan cierta evidencia de un comportamiento asimétrico en el poder de los *insiders*. Éstos estarán contentos de fijar sus incrementos salariales en función de su productividad en períodos de crecimiento de la productividad, pero no serán tan felices cuando la productividad del trabajo tenga un comportamiento negativo.

sionados financieramente, sin holgura financiera, los que fijen su demanda de trabajo únicamente en función de sus costes laborales, productividad, mientras que los sectores con mejores condiciones financieras tienen la posibilidad de aumentar su productividad elevando su salario por encima del salario alternativo (hipótesis del salario de eficiencia)? Por contra, en nuestra opinión, los resultados obtenidos en dichos trabajos no permitirían discernir entre los modelos de *insiders-outsiders*, los modelos de salarios de eficiencia o modelos con sindicatos. Poder solventar este punto sería importantísimo. Tener algún indicio de cuál es el mecanismo de determinación salarial permitiría aplicar 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. Para aclarar esta disyuntiva, sin embargo, se necesita del estudio de argumentos alternativos lo que conlleva modificaciones del modelo básico. La incorporación de variables tanto específicas; grado de concentración del sector, penetración de importaciones, beneficios por trabajador, grado de sindicalización, proporción de empleo temporal, etc..., como de variables que recojan condiciones agregadas del mercado laboral que también influyen en el poder negociador de los trabajadores; subsidio de desempleo, coste despido, composición de la población activa y del desempleo, etc..., no consideradas en 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 trata de contrastar si los salarios sectoriales responden a factores específicos (productividad del trabajo) o si son determinados por las condiciones económicas generales (factores agregados como el salario alternativo o la tasa de desempleo) para una muestra de 14 sectores industriales. Así, a partir de datos sectoriales elaborados por García, Goerlich y Orts (1994) se estima una función de determinación salarial semejante a la propuesta en los análisis nominales. Aunque en general los estudios sectoriales basan su análisis en la realización de estimaciones a partir de los datos ofrecidos por un panel, de esta forma se explota la mayor variabilidad intersectorial para mejorar las estimaciones, los problemas derivados de la imposición de hipótesis de homogeneidad de coeficientes entre sectores y las posibles consecuencias que ello puede tener, sugiere que presentemos especificaciones alternativas del modelo sectorial donde relajemos el supuesto de igualdad de coeficientes.

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. Mientras los sectores con un mayor crecimiento de la productividad, de la producción, de las exportaciones y de los beneficios («sectores dinámicos») presentan evidencia contraria a la determinación del salario en función de la productividad del trabajo, los sectores con un menor crecimiento de la productividad y del producto («sectores retardatarios») presentan una relación mucho más estrecha entre productividad y salario. También se aprecia un comportamiento diferente en la economía en su conjunto antes y después de 1977. Tras los Pactos de la Moncloa, la relación entre productividad y salario se refuerza aunque se mantienen diferencias considerables entre sectores.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En el apartado 2 se realiza una

breve reseña sobre los datos utilizados. En el apartado 3 se presenta el marco teórico y se identifican los parámetros de la ecuación de salarios, prestando especial atención a aquéllos que resultan fundamentales para la discriminación entre enfoques alternativos. En el apartado 4 presentamos los principales resultados empíricos, utilizando los tres modelos econométricos propuestos (*pool*, datos de panel y regresiones aparentemente no relacionadas). En el apartado 5 estas estimaciones son ampliadas mediante la consideración de un posible cambio estructural. Por último, en el apartado 6 se resumen las principales conclusiones del estudio y se ofrecen posibles extensiones del análisis de los mecanismos de determinación salarial.

2. Salarios reales y productividad

El estudio abarca los catorce sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25 para la economía española durante el período 1964-1989.⁵ En esta sección presentamos brevemente una serie de estadísticos descriptivos clave para comprender la evolución sectorial de la producción, la productividad y los salarios en la industria en España y que van a servir de punto de partida para el posterior análisis empírico y la división del conjunto de la industria entre sectores dinámicos y sectores retardatarios.⁶

La Tabla 1 presenta la evolución sectorial de la producción, la productividad aparente del trabajo (valor añadido bruto por hora trabajada) y los salarios reales de la industria en España. Distinguimos entre antes y después de los Pactos de la Moncloa de 1977. El crecimiento de la productividad observada calculada a partir de datos de producción es positivo para todo el período, mostrando diferencias entre el primer y el segundo tramo donde el crecimiento se ralentiza. La evolución es similar tanto para el salario por hora como para la productividad. Sin embargo, la relación entre productividad y coste laboral presenta un comportamiento antagónico en los dos períodos considerados. Como se puede apreciar, hasta 1977 la productividad del trabajo crece sistemáticamente para todos los sectores por debajo del salario real aunque estas diferencias no son demasiado importantes. Para el período a partir de 1977 la relación se invierte. La productividad del trabajo crece por encima del coste laboral real, hecho que sugiere un crecimiento de los márgenes empresariales durante la última década. Así pues, la evolución en el tiempo del reparto de las ganancias de productividad en la economía se resume en una pérdida creciente de la participación de los asalariados.

Respecto a los sectores que muestran el mayor crecimiento de la productividad observada (y que coinciden con sectores con elevadas tasas de crecimiento de su producción y de los salarios reales) son los sectores 2, Minerales metálicos y siderometalurgia; 4, Químico; 7, Máquinas de oficina (que incluye ordenadores); 8, Material eléctrico y 9, Material de transporte. Estos sectores más dinámicos presentan para el conjunto del período de aná-

⁵ Las series sectoriales utilizadas son las elaboradas por García, Goerlich y Orts (1994), donde se presentan datos de valor añadido, excedente bruto de explotación, costes de personal, *stock* de capital, personas ocupadas y horas trabajadas.

⁶ Siguiendo a Andrés y García (1991) y Draper (1993), se entiende por sector dinámico o expansivo aquél con un crecimiento de la productividad por encima de la media, mientras que sector retardatario o recesivo es aquél cuyo crecimiento de la productividad está por debajo.

TABLA 1
ANÁLISIS DESCRIPTIVO. SECTORES

Sectores industriales	VAB			Productividad/hora			Salario/hora		
	64-76	77-89	64-89	64-76	77-89	64-89	64-76	77-89	64-89
1. Energía	0.055	0.074	1.17	0.082	0.070	1.20	0.082	0.040	0.89
2. Minerales metálicos	0.111	0.001	0.98	0.113	0.051	1.28	0.131	0.036	1.21
3. Productos no metálicos	0.086	-0.004	0.70	0.091	0.034	0.98	0.097	0.015	0.81
4. Químico	0.116	0.046	1.45	0.097	0.060	1.23	0.118	0.059	1.30
5. Productos metálicos	0.120	0.005	1.09	0.089	0.032	0.95	0.113	0.025	1.00
6. Maquinaria	0.063	0.011	0.66	0.030	0.056	0.69	0.065	0.048	0.84
7. Máquinas de oficina	0.090	0.065	1.40	0.067	0.102	1.35	0.112	0.051	1.19
8. Material eléctrico	0.112	0.031	1.27	0.073	0.078	1.20	0.117	0.055	1.27
9. Material de transporte	0.119	0.038	1.40	0.086	0.057	1.12	0.122	0.039	1.18
10. Alimentación	0.077	0.034	0.99	0.052	0.061	0.90	0.077	0.063	1.04
11. Textil, vestido y calzado	0.055	-0.024	0.25	0.057	0.028	0.67	0.078	0.026	0.76
12. Papel y derivados	0.071	0.030	0.90	0.059	0.046	0.83	0.062	0.036	0.72
13. Caucho y plásticos	0.116	0.021	1.21	0.077	0.035	0.87	0.116	0.027	1.03
14. Madera, corcho y otras	0.070	-0.013	0.48	0.064	0.031	0.74	0.094	0.009	0.74

Nota: Para las dos submuestras en que se divide el período de análisis se presentan las tasas de crecimiento medias, mientras que para el período completo se ofrecen las tasas de crecimiento respecto a la media de la industria.

lisis unas tasas de crecimiento medias del salario real por hora más elevadas que las variaciones experimentadas en su productividad. A este dato, se suma la presencia de un excedente bruto de explotación para hora trabajada por encima de la media de la industria (ver Tabla B2 en el Anexo B). Estos sectores están incrementando sus costes laborales lo que debería traducirse en una pérdida de competitividad exterior que los datos rechazan, el incremento experimentado en sus exportaciones se sitúa muy por encima de la media de la industria, lo que puede indicar mejoras en su posición competidora, ver Martín y Moreno (1993). Esto nos lleva a pensar que allá donde los excedentes son mayores (mayores crecimientos de VAB y exportaciones) y por tanto se puede pensar que existen menores restricciones financieras, el incremento del salario en tal sector depende tanto del crecimiento de la productividad como del salario alternativo. Por otra lado, allá donde los excedentes son más limitados (mayores restricciones financieras) no existe demasiado margen para que los salarios crezcan de diferente modo a como lo hace la productividad.

En la Tabla 2 presentamos las correlaciones entre crecimiento de la productividad y crecimiento del salario real y entre crecimiento de la productividad y crecimiento del empleo. Entre los resultados obtenidos merece destacarse que las correlaciones entre incremento de la productividad y incremento del salario son todas positivas excepto para el sector 4, Químico. Sin embargo, la correlación entre empleo y productividad presenta evi-

dencia mezclada. En algunos casos incrementos en la productividad van asociados con incrementos en el empleo (2, 3, 4, 9 y 13), mientras que en otros sectores la relación es la contraria (sectores 1, 6, 7, 8 y 10) lo que está reflejando fuertes diferencias tecnológicas por sectores.

TABLA 2
CORRELACIONES (VARIABLES EN INCREMENTOS)

Sectores industriales	Productividad/Salario	Productividad/hora trabajada
1. Energía	0.81	-0.78
2. Minerales metálicos	0.41	0.21
3. Productos no metálicos	0.52	0.19
4. Químico	-0.20	0.23
5. Productos metálicos	0.77	0.12
6. Maquinaria	0.49	-0.26
7. Máquinas de oficina	0.71	-0.85
8. Material eléctrico	0.44	-0.15
9. Material de transporte	0.14	0.25
10. Alimentación	0.73	-0.45
11. Textil, vestido y calzado	0.79	0.05
12. Papel y derivados	0.58	0.01
13. Caucho y plásticos	0.42	0.57
14. Madera, corcho y otras	0.54	-0.07

Por último, hay que constatar la existencia de diferencias sectoriales apreciables tanto en productividades como en salarios, diferencias que se han ido incrementado a lo largo del período de análisis. El comportamiento de estas diferencias (medidas por las respectivas desviaciones estándar, Figuras 1 y 2) ofrece evoluciones similares lo que refuerza la existencia de una posible relación entre el salario real y 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, a partir de 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 variables⁷ también presenta evidencia de que no todas las diferencias en la productividad sectorial acaban transformándose en diferencias salariales, presentando por tanto evidencia favorable a la existencia de diferencias sectoriales en el mecanismo de determinación salarial. Este comportamiento es muy diferente al presente en otros países del contexto europeo. En países con una mayor tradición en la determinación centralizada de los salarios como son los países nórdicos (Suecia, Noruega, Finlandia) o Alemania, las

⁷ Hipótesis confirmada por la evolución del ratio salario productividad sectorial (ver Tabla B4 en el Anexo B).

FIGURA 1

DESVIACIÓN ESTÁNDAR
PRODUCTIVIDAD APARENTE
DEL TRABAJO

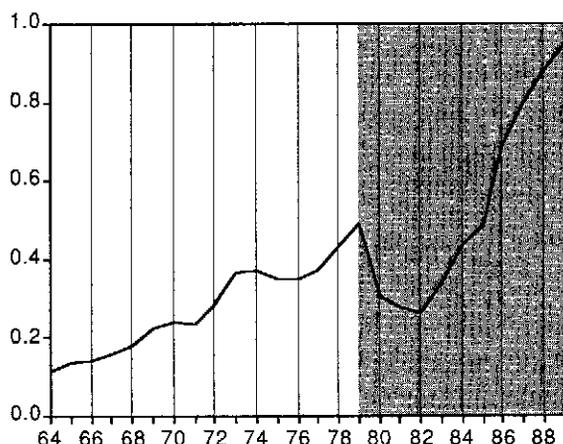
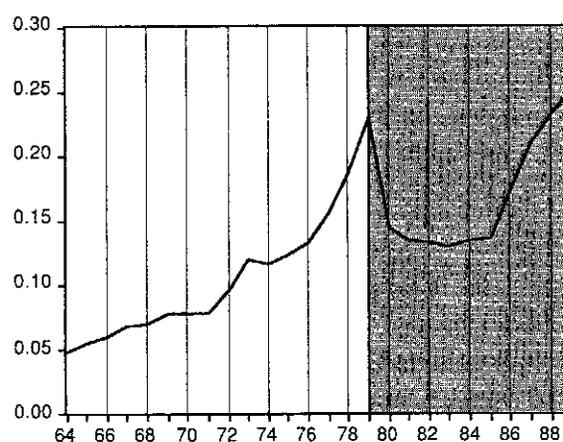


FIGURA 2

DESVIACIÓN ESTÁNDAR
SALARIO REAL
POR HORA TRABAJADA



diferencias sectoriales, no muy significativas, se han mantenido casi constantes a lo largo del período analizado (ver Homlund y Zetterberg, 1991, para detalles). Aunque también en España la negociación salarial se ha realizado de forma centralizada hasta 1986, parece que se ha permitido una mayor diferenciación sectorial (aunque el grado de dispersión 0.25 en 1989 no es excesivamente elevado).

3. El modelo

En el contexto de una economía en crecimiento, el objetivo de los trabajadores en las negociaciones salariales es obtener una determinada tasa de crecimiento del salario real. En este sentido pueden considerarse dos estrategias sindicales extremas.⁸

1. Negociar un crecimiento del salario real igual a la tasa de crecimiento de la productividad del trabajo (de esta forma el sindicato se asegura el nivel de empleo).
2. Negociar un objetivo de crecimiento del salario real independiente del crecimiento de la productividad. Si el salario real crece más rápido que el crecimiento de la productividad, los trabajadores están demandando una participación cada vez mayor en la distribución del output, lo que llevará a la larga a una caída del empleo.

El empresario, a su vez, puede estar interesado en fijar un nivel salarial alto para evitarse el efecto negativo que una bajada de los salarios tendría sobre la productividad del trabajo.⁹ Si para la empresa resulta difícil supervisar el esfuerzo individual de sus traba-

⁸ La determinación de los salarios a través de un proceso de negociación entre sindicatos y empresarios ha generado a partir del modelo de Nickell (1990) una amplia literatura, de la que los trabajos aplicados a la economía española de Andrés y García (1991 y 1993) son buenos exponentes.

jadores, puede encontrar beneficioso incentivarles mediante mayores salarios. A los trabajadores les resultará más gravoso abandonar el empleo puesto que el salario ofrecido en las otras empresas o el subsidio de desempleo serán menos atractivos que antes, con lo que además de asegurarse un mayor esfuerzo, las empresas pueden reducir los costes de rotación de la mano de obra y atraer con una mayor probabilidad a los mejores candidatos a sus ofertas de empleo, aumentando la calidad y la productividad de su fuerza laboral.

En suma, el salario real observado dependerá de los siguientes componentes: (1) un factor que incorpore el crecimiento de la productividad del trabajo; (2) un factor relacionado con el estado del mercado de trabajo. Este segundo factor pretende recoger las posibilidades de trabajo (tasa de paro) y ganancia alternativa (salario agregado) que pueden servir tanto al sindicato como al empresario a la hora de determinar el salario real. De esta forma, la ecuación salarial propuesta presenta al salario real sectorial en función de factores específicos y factores agregados:

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Pi_{it} + \beta_2 w_t^q + \beta_3 U_t \quad (1)$$

en donde el subíndice i se aplica a las variables específicas del sector o empresa correspondiente —productividad del trabajo (Π_{it})—, siendo el resto las variables que recogen la influencia del mercado de trabajo en la determinación del salario sectorial (w_{it}): salario agregado (w_t^q) y tasa de paro (U_t).

La especificación propuesta permite incluir variables que refuercen tanto la determinación interna del salario (grado, concentración del sector, penetración de importaciones, de beneficios por trabajador, grado de sindicalización, proporción de empleo temporal, etc...) como variables que recojan condiciones agregadas del mercado laboral que también influyen en el poder negociador de los trabajadores (subsidio de desempleo, coste de despido, composición de la población activa y del desempleo, etc...).

La inclusión de ambos tipos de variables tiene graves restricciones de disponibilidad de datos, sobre todo para series largas, lo que reduce de forma considerable las alternativas. En concreto el modelo base propuesto en este trabajo, con el fin de obtener una especificación *output*-trabajo es un indicador apropiado de la productividad del trabajo.¹⁰ A nivel de variables representativas del mercado de trabajo, optamos por dos alternativas. En primer lugar, especificamos separadamente el salario agregado y el desempleo del sector industrial como variables relevantes. Posteriormente, prestamos mayor atención al concepto de salario alternativo definiendo éste en función del salario agregado, w_t^q (salario que se espera obtener en un nuevo trabajo en la industria) y de la prestación fuera del mercado de trabajo, sd (salario que se cobraría en caso de no encontrar un nuevo trabajo). Por tanto, definiríamos el salario real esperado fuera del sector i de acuerdo con la siguiente expresión:

$$wa_i = (1 - u) \cdot w_t^q + u \cdot sd \quad (2)$$

⁹ Esta es la principal hipótesis de la teoría de los salarios de eficiencia, cuyas principales contribuciones están recogidas en la obra de Akerlof y Yellen (1986).

¹⁰ La relación *output*-trabajo es un indicador muy crudo de la productividad, en la medida en que no tiene en cuenta variaciones en el *stock* de capital.

donde u es la tasa de paro, que en este caso actúa como una *proxy* de la probabilidad de permanecer desempleado cuando se pierde el empleo. Por tanto $(1-u)$ será la probabilidad de encontrar otro trabajo en la industria. El salario real alternativo wa de hecho es la remuneración esperada fuera del sector i para un empleado en ese sector. Partiendo de que $sd < wa$ un incremento en la tasa de paro empeora las oportunidades fuera del sector y por lo tanto disminuye el salario alternativo esperado.

4. Resultados de la estimación

Basándonos en las consideraciones expuestas iniciamos nuestra investigación estimando la ecuación salarial propuesta en la sección anterior,

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Pi_{it} + \beta_2 w_t^a + \beta_3 U_t + u_{it}$$

A lo largo de todo el proceso de estimación se van a tener en cuenta las siguientes consideraciones. Primero, como ya se ha señalado anteriormente la productividad, Π_{it} , es definida en su sentido amplio y es calculada como la ratio del VAB sobre el empleo. Segundo, las variables salariales así como el empleo aparecen expresadas en sus valores por hora, por lo que tenemos salarios por hora y número de horas trabajadas. De este modo se pretende reflejar con la mayor fidelidad posible el proceso de fijación salarial que en las negociaciones laborales se ha estado siguiendo generalmente en la industria española. Tercero, para representar el salario alternativo y el desempleo, se pueden considerar diversas variables. Nosotros hemos utilizado las siguientes. *Desempleo*: tasa de paro de la economía proporcionada por el MOISEES,¹¹ así como la tasa de paro de la industria y de la economía total con datos procedentes de la EPA. *Salario agregado*: promedio del salario total de la industria, promedio del salario total de la industria excluyendo el propio sector; y salario del sector con mayor crecimiento en productividad (el 4, Químico). Esta última medida permite captar alguna información referente a teorías de *catch-up* y contagio tecnológico o salarial.

Independientemente de las variables elegidas los resultados aparecen como consistentes¹² (tanto al estimar en niveles como posteriormente en diferencias). Dado que el crecimiento de la tasa de paro no era excesivamente significativo¹³ y dado el posible problema de colinealidad entre tasa de paro y salario agregado procedimos a estimar la siguiente ecuación de salarios reales donde incluimos la medida de salario alternativo ya mencionada anteriormente que se construye como una combinación de ambas variables^{14 15}.

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Pi_{it} + \beta_2 wa_{it} + u_{it} \quad (3)$$

¹¹ El modelo macroeconómico MOISEES, Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española, se ha revelado como un instrumento particularmente útil para ayudar a evaluar las consecuencias macroeconómicas de la actividad del sector público.

¹² Incluso, se ha considerado el caso donde se elimina el crecimiento del salario alternativo y se mantiene el incremento de desempleo. Los resultados para la productividad permanecen casi invariables, siendo sin embargo el ajuste inferior al caso donde se mantiene el crecimiento del salario alternativo. También se analizó la correlación entre ambos incrementos y apareció que era alta, por lo que se puede pensar que ambas variables explican hechos similares y así su inclusión simultánea podría llevar a malas estimaciones.

¹³ Se han considerado las definiciones de la tasa de paro expresadas tanto en niveles como en logaritmos.

¹⁴ Notar que en la especificación (3) utilizamos un salario alternativo, wa_{it} , que será diferente para cada sector, tal y como está definido en (2).

Las diversas estimaciones que de la ecuación (3) se hicieron, proporcionaban unos valores del DW que desaconsejaron el proseguir estimando en niveles sin corregir los problemas de autocorrelación. Esto nos llevó a añadir retardos, no solamente de la variable endógena sino de todas las variables. Estimamos, pues, la siguiente ecuación

$$w_{it} = \beta_0 + \beta_1 \Pi_{it} + \beta_2 wa_{it} + \beta_3 w_{it-1} + \beta_4 \Pi_{it-1} + \beta_5 wa_{it-1} + u_{it} \quad (4)$$

cuyos resultados se presentan en la Tabla 3.

TABLA 3

β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
-0.02 (-2.63)	0.38 (19.64)	0.55 (9.57)	0.97 (6.80)	-0.38 (-16.70)	-0.53 (-9.63)

Nota: t estadístico entre paréntesis.

La Tabla 3 ofrece evidencia suficiente de $\beta_1 \approx -\beta_4$, $\beta_2 \approx -\beta_5$, $\beta_3 \approx 1$ ¹⁶ mientras que α está rozando la no significación. Por tanto, nos decidimos a estudiar la ecuación en incrementos,

$$\Delta w_{it} = \beta_1 \Delta \Pi_{it} + \beta_2 \Delta wa_{it} + v_{it} \quad (5)$$

lo que en definitiva significa que se tratará de explicar el crecimiento en los salarios de la industria en función del crecimiento de la productividad así como del salario alternativo esperado.¹⁷

De resultados de todo ello procedemos a estimar la ecuación (5) de acuerdo a las siguientes posibilidades:

Pool: Imponemos para todos los sectores el que los parámetros sean iguales.

*Panel de datos*¹⁸: Al dejar que las constantes varíen entre sectores pretendemos que en ellas se capte la heterogeneidad existente dentro de la industria.

¹⁵ En concreto a la hora de definir w^a , u y sd , se han tomado las siguientes variables. w^a es el salario promedio en la industria excluido en cada caso el sector propio. u es la tasa de paro industrial, Encuesta de Población Activa, mientras que para el sd se ha tomado la medida acostumbrada en los trabajos aplicados, esto es, el 75% del salario mínimo interprofesional obtenido del Boletín de Estadísticas Laborales (véase —por ejemplo— Fina, 1986).

¹⁶ Como aproximación hemos utilizado los contrastes de Wald los cuales no rechazan estas hipótesis. Ésta es una primera evidencia en contra de cointegración que aparece corroborada por la estimación de una ecuación de mecanismo de corrección de error (MCE) que es detallada en el Anexo A. La aplicación de contrastes de raíz unitaria sobre los residuos de la relación en niveles tampoco rechazaba la hipótesis nula de no cointegración.

¹⁷ Los resultados ofrecidos proceden de considerar el salario alternativo corregido. Sin embargo en las estimaciones que más adelante se detallan siempre se tuvo en cuenta la posibilidad de otras definiciones del salario alternativo e incluyendo separadamente el desempleo. Aunque las estimaciones puntuales suelen diferir, mas no excesivamente, tanto la relación ordinal por valor absoluto de los parámetros de productividad, principal objetivo del trabajo, como la significatividad de los mismos no varía en absoluto.

¹⁸ El hecho de que la constante no sea significativa es particular del caso donde se considera el salario alternativo corregido. Esto origina que las estimaciones provenientes del pool y el panel sean idénticas. En otras especificaciones diferentes, las constantes resultaban significativas y existían, por tanto, diferencias en los parámetros entre las estimaciones del *pool* y del panel, aunque no eran destacables.

Sistema de ecuaciones aparentemente no relacionadas: En un principio impusimos una pendiente común para el salario alternativo, para pasar posteriormente a un sistema en el que se permitía variar a todos los coeficientes. Finalmente y dado que las estimaciones de los parámetros de productividad en uno y otro caso eran muy semejantes, solamente presentaremos los resultados para el segundo caso (SUR puro).

Las estimaciones se han realizado con MCO y SUR para el pool y el sistema y mediante el modelo de efectos fijos, el modelo de efectos fijos con SUR y el modelo de efectos aleatorios para el panel de datos. Se han realizado algunos tests de especificación y han sido superados por lo que se considera adecuada la modelización utilizada. En particular, de la aplicación del contraste RESET (Ramsey, 1969) sobre una posible mala especificación del modelo, se obtiene que mientras que para el caso del *pool*/panel se rechaza la hipótesis nula, ésta es aceptada para el caso del sistema, confirmando, de este modo, que la mala especificación procedía de suponer parámetros comunes para todos los sectores. Las estimaciones puntuales son similares y donde mayor discrepancia se alcanza, en los *t*-ratios, optamos siempre por el valor proporcionado por la estimación SUR sobre el obtenido por MCO.

Del mismo modo hemos considerado la posibilidad de una ausencia de ortogonalidad entre los regresores y las perturbaciones, lo que llevaría a utilizar variables instrumentales con el fin de solventar la inconsistencia en las estimaciones. En diversos trabajos anteriores, entre otros Andrés y García (1991 y 1993) para el caso español, se ha optado por una estimación utilizando el Método Generalizado de los Momentos (MGM). Se trataba de trabajos que contaban con una dimensión temporal muy limitada en relación a la cruzada donde al ser datos a nivel de empresa se contaba con un gran número de observaciones. Por otra parte, se solía incluir la variable dependiente desfasada a la vez que se consideraban endógenas algunas variables explicativas. Todo ello recomendaba el utilizar el MGM o algún otro tipo de variables instrumentales. En nuestro caso, el horizonte temporal es claramente superior al número de datos de sección cruzada, lo que posibilita la estimación de un sistema de relaciones aparentemente no relacionadas. Claro está que con más datos, los resultados obtenidos utilizando este tipo de estimación serían más fiables. También, la imposición de pendientes comunes (panel) reduciría la incertidumbre, pero sería a costa de poder captar información relevante a nivel sectorial. La posible colinealidad entre salario real esperado y tasa de desempleo fue resuelta al construir la medida de salario real alternativo explicada anteriormente. La correlación entre nuestra medida de productividad y el mencionado salario real esperado es lo suficientemente baja (la máxima es 0.50) como para rechazar la colinealidad entre ambos regresores. Sin embargo, el punto más importante sería la condición de endógena de la variable de productividad. Para contemplar tal posibilidad llevamos a cabo el contraste de exogeneidad de Hausman (1978). La hipótesis nula de exogeneidad es aceptada para el sistema SUR. Pese a todo, y con la idea de tener en consideración la razonable endogeneidad de la productividad, estimamos ambas ecuaciones por Mínimos Cuadrados Bietápicos con diversos conjuntos de instrumentos. Incluso considerando la productividad como endógena, el resultado general es la confirmación de lo obtenido para los casos del *pool* y SUR, aunque las estimaciones puntuales de los coeficientes varían ligeramente en función de los instrumentos utilizados.

En la Tabla 4 se presentan los valores procedentes de la estimación del *pool*/panel.

TABLA 4

$\Delta \Pi_{it}$	Δwa_{it}	SE	DW
0.39 (19.75)	0.64 (22.11)	0.064	1.92

Nota: t estadístico entre paréntesis.

Se puede observar que la elasticidad a corto plazo del incremento del salario respecto del incremento de la productividad está en torno al 0.4. Por otra parte, el impacto del incremento del salario alternativo resulta claramente superior al de la productividad (tanto en valor como en significatividad) lo que nos indica que el incremento del salario en la industria viene determinado en mayor medida por la tendencia del salario promedio y no por efectos de productividad.

Por lo que se refiere a la estimación de un sistema donde se permite variar a todos los coeficientes obtenemos los resultados que aparecen en la Tabla 3. La hipótesis de igualdad de pendientes para todos los sectores es ampliamente rechazada por un contraste de Wald, confirmando lo obtenido previamente con el contraste RESET. Los coeficientes estimados nos permiten concluir la existencia de un comportamiento dual en la industria española en lo que a la determinación de los incrementos salariales se refiere. Existe un conjunto de sectores donde el parámetro relativo al crecimiento de la productividad es no significativo o mucho menor en valor que el parámetro relativo al crecimiento del salario alternativo. Es decir, podemos pensar que en estos sectores (2, 3, 4, 8, 9, 13 y en menor medida 1 y 7) el incremento salarial viene determinado ajenamente al incremento de la productividad y por tanto conducido principalmente por la evolución del salario en la industria como agregado. Por otro lado, existe un conjunto de sectores (5, 6, 10, 11, 12 y 14) con un comportamiento que podríamos tildar de opuesto al anterior. En estos sectores el parámetro del incremento de la productividad es tanto en valor como en significatividad bastante superior al parámetro del crecimiento en el salario alternativo con lo que podemos pensar en que la evolución de los salarios en otros sectores está en consonancia con la evolución seguida por la productividad.

La clasificación de la industria española atendiendo a su poder *insider* (relación del incremento salarial con la productividad del trabajo) que ofrecen los resultados anteriores, presenta grandes similitudes con la clasificación sectorial atendiendo a la variación de productividad de los mismos (dinámicos o retardatarios) obtenida a partir de observar los datos de la Tabla 1 y la Tabla B2 (en el Anexo B). Como se puede observar al grupo dinámico pertenecen aquellos sectores que presentan mayores tasas de crecimiento del VAB, mayor crecimiento de la productividad y de los salarios por hora, así como de la relación capital-trabajo y del excedente bruto de la explotación. Todo lo contrario sucede para los sectores pertenecientes al grupo que denominamos como retardatario.¹⁹

Dada la correspondencia entre clasificaciones y con el fin de hacer más nítido el comportamiento dual observado en nuestras primeras estimaciones hemos procedido a estimar

¹⁹ Esta división sectorial coincide plenamente en cuanto a su definición con la utilizada por Andrés y García (1991) y Draper (1993). Sin embargo, los sectores incluidos en cada grupo no concuerdan plenamente, bien por el diferente período muestral utilizado, bien por el uso de definiciones de productividad distintas.

TABLA 5

	$\Delta\Pi_{it}$		Δwa_{it}	
S1	0.67	(10.71)	0.79	(3.60)
S2	0.05	(0.57)	1.19	(6.31)
S3	0.25	(2.52)	0.63	(5.33)
S4	-0.06	(-2.21)	0.85	(6.58)
S5	0.72	(10.44)	0.41	(3.70)
S6	0.52	(6.26)	0.43	(3.11)
S7	0.48	(5.99)	0.77	(3.39)
S8	0.16	(1.71)	1.02	(6.55)
S9	-0.11	(-1.10)	1.13	(5.55)
S10	0.76	(10.81)	0.37	(3.52)
S11	1.03	(8.74)	0.22	(1.71)
S12	0.81	(5.76)	0.23	(1.43)
S13	0.21	(2.10)	0.90	(7.76)
S14	0.67	(6.87)	0.35	(2.28)

Nota: t estadístico entre paréntesis.

el sistema anterior, pero imponiendo pendientes comunes a los sectores pertenecientes a un mismo grupo (Tabla 6). Esto no quiere decir que la hipótesis de pendiente común se acepte para todos los casos, pero al menos nos da una idea del parámetro promedio para cada grupo de sectores (dinámico/retardatario).

TABLA 6

	$\Delta\Pi_{it}$	Δwa_{it}
Dinámicos	0.27 (10.91)	0.85 (20.65)
Retardatarios	0.68 (20.26)	0.43 (10.02)
S. Dinámicos: 2, 3, 4, 8, 9, 13, 1 y 7 S. Retardatarios: 5, 6, 10, 11, 12 y 14		

Nota: t estadístico entre paréntesis.

La evidencia empírica aportada por la Tabla 4 no permite discriminar entre modelos alternativos del comportamiento de la fuerza del trabajo. Los modelos teóricos presentados anteriormente aparecen como igualmente plausibles a la hora de erigirse como posibles configuradores del mercado laboral español. Si entendemos que existe un mercado de trabajo regido por salarios de eficiencia, los empresarios de los sectores dinámicos están

más dispuestos a retribuir a sus trabajadores por razones adicionales a la del incremento de la productividad, con el fin de asegurarse el mantenimiento de sus trabajadores (que son los más productivos), y de reclutar nuevos con elevadas tasas de productividad a priori. Por contra, los sectores retardatarios, al carecer de dicha maniobrabilidad, han de ajustar el crecimiento salarial de sus trabajadores al crecimiento de su productividad, y puesto que en estos sectores este crecimiento es menor conlleva que sean los sectores donde menos crezcan los salarios. Alternativamente, si consideramos un mercado de trabajo donde impera la negociación sindical y la relación *insider-outsider*, aquellos sectores en donde exista un mayor margen financiero los trabajadores podrán exigir una mayor cuota en las rentas generadas, por lo que su crecimiento salarial puede no estar tan estrechamente ligado con el incremento de la productividad. Los sectores dinámicos al tener un mayor crecimiento de la producción así como de la productividad, a la vez que ser los sectores más exportadores, generan un flujo de ingreso que les permite una holgura financiera que puede ser tenida en cuenta en el momento de la determinación de los salarios durante la negociación laboral.²⁰ En cambio en los sectores menos dinámicos los trabajadores están más constreñidos a aceptar subidas salariales fuertemente vinculadas a los incrementos en la productividad.

Para poder discernir qué modelo de mercado laboral se ajusta más a la realidad española sería necesario emprender trabajos adicionales, los cuales, sin embargo, vienen mediatizados por la disponibilidad de datos desagregados sectorialmente para toda la muestra.

5. Estabilidad estructural

Además de las estimaciones efectuadas en la sección precedente, se llevaron a cabo una serie de estimaciones adicionales con la finalidad de estudiar la estabilidad estructural durante el período muestral.

En el período muestral considerado en el trabajo, 1964-1989, la sociedad española ha transitado de una dictadura a un régimen democrático. Este hecho ha podido originar algunas variaciones en la economía del país y, en particular, en los métodos de determinación de los salarios. De una situación en la que la sindicalización libre estaba prohibida, la cobertura social era muy escasa, los despidos casi inexistentes y donde los salarios se fijaban en negociaciones centralizadas sujetas al crecimiento de la carestía de la vida se ha pasado a un entorno en el que los sindicatos están legalizados y la afiliación sindical es libre, las prestaciones sociales, sanitarias y educativas se han universalizado y en el que se han puesto en práctica medidas tendentes a vincular los crecimientos salariales a los de la productividad con el objetivo de controlar la inflación. Este hecho nos aconseja el que hayamos de tener en cuenta la posibilidad de una alteración en los parámetros del modelo estimado. A tal fin, hemos realizado el mismo ejercicio que en la sección anterior pero escindiendo la muestra en dos subperíodos. La fecha de cambio a considerar podría ser: 1975, cuando cae la dictadura y los efectos de la primera crisis del petróleo se dan con mayor empuje en España; 1977, cuando el desarrollo de los Pactos de la Moncloa intenta deter-

²⁰ La situación económica de un sector puede ser una variable relevante a la hora de determinar su nivel salarial (ver Mazón, 1993).

minar una serie de criterios encaminados a proteger la economía nacional (control de la inflación, reforma fiscal, etc...) y; 1979, cuando la segunda crisis del petróleo tiene su mayor incidencia en nuestro país.

En las Figuras 1 y 2 se puede observar un cambio en la tendencia de las dispersiones de productividades y salarios a partir de 1979. Sin embargo, tanto en el momento de describir los valores de diferentes variables económicas como en el de realizar las estimaciones analizando la estabilidad estructural, nos hemos decantado por considerar como fecha de ruptura el año 1977, principalmente porque nos ofrece unas submuestras equilibradas en cuanto al tamaño de las series se refiere.²¹

En la Tabla 7 se presentan los valores de la estimación para *pool*/panel.

TABLA 7

	1964-76		1977-89	
$\Delta\Pi_{it}$	0.24	(3.86)	0.48	(10.95)
Δwa_{it}	0.82	(12.62)	0.34	(3.75)
SE	0.061		0.062	
DW	2.01		1.92	

Nota: t estadístico entre paréntesis.

Se puede observar que a nivel de la industria se ha producido con el paso del tiempo un desplazamiento de la importancia relativa en la determinación de las subidas salariales desde el incremento del salario agregado hacia el incremento de la productividad lo que está en consonancia con la aparición de los sindicatos de clase (reconocidos legalmente en 1977) y la posibilidad de que los trabajadores puedan apropiarse de parte de las rentas generadas en la actividad productiva.

A nivel sectorial se pueden obtener conclusiones directas a partir de la observación de la tabla siguiente que recoge las estimaciones en los sectores categorizados como dinámicos y retardatarios para los dos períodos.

De un primer momento donde los sectores dinámicos estipulaban las subidas salariales únicamente en función del salario agregado de la industria, se pasa a una situación en

TABLA 8

	1964-76				1977-89			
	$\Delta\Pi_{it}$		Δwa_{it}		$\Delta\Pi_{it}$		Δwa_{it}	
Dinámicos	0.10	(1.54)	1.06	(12.16)	0.41	(8.57)	0.49	(3.86)
Retardatarios	0.70	(5.08)	0.47	(4.62)	0.74	(7.18)	0.05	(0.04)

Nota: t estadístico entre paréntesis.

²¹ Al tomar como fecha de cambio estructural 1979, las estimaciones para el segundo período resultaban mayoritariamente no significativas lo que muy probablemente sea debido a lo breve de la segunda submuestra.

el que ambas variables son determinantes. Por su parte, en los sectores retardatarios, la vinculación de la subida salarial al incremento del salario agregado ha caído progresivamente hasta desaparecer totalmente. Este movimiento ha sido especialmente notable en los sectores 7, 8 y 12. Una vez más los resultados ofrecidos en la Tabla 8 pueden corroborar hipótesis alternativas sobre el mercado de trabajo. En primer lugar, podríamos pensar en una configuración laboral basada en la hipótesis del salario de eficiencia en la que los empresarios de los sectores dinámicos tratan de retener a sus trabajadores, y contratar nuevos, remunerándoles por encima de sus productividades, mientras que en los sectores en declive, las subidas salariales van íntimamente ligadas a las variaciones en su productividad. También podría pensarse que en los sectores más dinámicos, a medida que los trabajadores van ganando fuerza, los mismos tratan de fijar su salario en base a dos circunstancias; a la productividad, que al crecer fuertemente en estos sectores conlleva subidas salariales considerables, y a la evolución de los salarios en la industria, de modo que los trabajadores se garantizan subidas razonables incluso en períodos no tan boyantes económicamente o en donde puedan existir *shocks* en la productividad.

6. Conclusiones

En este trabajo se ha intentado explicar el incremento del salario real en los sectores industriales en función de factores específicos del sector, la productividad sectorial medida como la ratio VAB-horas trabajadas, y de factores agregados de la industria como son el salario y desempleo agregados, a través de la construcción de una variable de salario alternativo corregida por la tasa de paro.

Los resultados muestran que, a nivel global, los factores agregados tienen una elasticidad superior a la productividad propia del sector que es cercana al 0.40. A nivel desagregado podemos hallar un comportamiento dual en la industria a la hora de determinar las subidas salariales. Existen sectores donde estas subidas vienen determinadas principalmente por los incrementos en sus productividades mientras que en otros, tales subidas están relacionadas con la evolución del salario industrial agregado. Al primer grupo pertenecen los sectores menos dinámicos en los que el estrecho margen financiero les compele a estipular las subidas salariales vinculándolas estrechamente a las variaciones en la productividad. Por su parte, los sectores dinámicos, al ser más competitivos obtienen una holgura financiera suficiente para no restringir el incremento del salario únicamente al de la productividad sino que pueden relacionarlo con la evolución global de la industria. Esta bipolarización en la rama industrial ha evolucionado en el tiempo especialmente tras la instauración de la democracia.

En cuanto al comportamiento del desempleo, la estructura dual de la industria española a la hora de determinar los incrementos salariales puede explicar el aumento del desempleo en la década de los 70 y su estancamiento durante los primeros años de la década de los 80. El desajuste entre los incrementos salariales y la tasa de crecimiento de la productividad hasta los Pactos de la Moncloa, provocó un aumento del nivel de desempleo de equilibrio. A partir de 1978, aunque a nivel de la industria el crecimiento de los salarios se reduce acercándose más a las variaciones en la productividad, el comportamiento de los sectores más dinámicos en los que siguen siendo los factores externos los más relevantes

a la hora de explicar el salario real observado, han impedido que las ganancias de productividad se tradujeran en aumentos en el nivel de empleo. De hecho, la recuperación del empleo podría haberse conseguido mediante la traslación de los incrementos en la producción o aumentos en el empleo y no solamente en diferencias salariales, lo que provocaría un acercamiento entre los salarios de los distintos sectores, lo que no ha sucedido excepto en el período 79-85 donde es la crisis del petróleo y sus efectos sobre la productividad sectorial la que agrupó tantos salarios como productividades.

Este comportamiento dual en el sector de la industria es sustentado por cualquiera de las teorías no competitivas del mercado de trabajo. Sin embargo, el hecho de que sean los sectores dinámicos los que presentan una mayor influencia de las condiciones de mercado en la fijación de salarios parece apoyar la presencia de consideraciones de eficiencia en la fijación de salarios. Esta podría ser la explicación, que, a pesar de la influencia de las condiciones de mercado en la fijación de salarios contrastada en todos los trabajos aplicados a la economía española, la solución de equilibrio dé lugar a un desempleo y unos salarios superiores a los de competencia perfecta. Esta hipótesis es apoyada por la evidencia empírica aportada por Anchuelo (1993) donde para el caso español obtiene resultados que indican que el pago de primas salariales en ciertos sectores realimenta las diferencias de productividad.

El objetivo final sería poder determinar qué estructura teórica configura el mercado laboral industrial español. De este modo, se podría sugerir medidas de política conducentes a minorar la elevada tasa de paro existente en nuestra economía. Como las medidas pueden ser contraproducentes dependiendo de la estructura laboral subyacente en la industria, se hace necesario identificar dicha estructura. Por lo tanto, una extensión inmediata a nuestro trabajo, aparte de ampliar la muestra, es intentar determinar si la situación actual del mercado de trabajo en la industria obedece a una disposición fundamentada en salarios de eficiencia o si, más bien, responde a un argumento de negociación sindical y modelos de *insider-outsider*. Para ello se hace inevitable el incluir variables a nivel sectorial que permitan discernir entre los diversos planteamientos, como pueden ser el grado de afiliación, tamaño de las empresas, el grado de concentración, la proporción de empleo temporal, grado de competitividad, beneficios por empleado, etc. La introducción de dichas variables vendrá siempre limitada por su disponibilidad a nivel desagregado así como por la consecución de muestras más largas. Además se debería contemplar la interrelación entre las ecuaciones de salarios y de empleo.

Referencias bibliográficas

- [1] AKERLOF, G. y J. YELLEN, (1986). *Efficiency Wage Models of the Labor Market*, Cambridge University Press.
- [2] ANCHUELO, A. (1993). «A Direct Test of the Efficiency Wage Hypothesis: The Spanish Case», FIES, Documento de trabajo 98/1993.
- [3] ANDRÉS, J.; J. J. DOLADO; C. MOLINAS; M. SEBASTIÁN y A. ZABALZA, (1990). «The Influence of Demand and Capital Constraints in Spanish Unemployment». En DREZE, J. y Ch BEAN (eds.), *Europe's Unemployment problem*, MIT Press.

- [4] ANDRÉS, J. y J. GARCÍA, (1991). «Determinación de salarios, productividad y empleo. Evidencia para la Economía Española». *Revista de Economía Pública*, 11.
- [5] 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)*. Alianza Economía. Madrid.
- [6] BANERJEE, A.; J. J. DOLADO; J. W. GALBRAITH y D. F. HENDRY, (1993). *Cointegration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. OUP.
- [7] 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 9.229.
- [8] DOLADO, J. J.; J. L. MALO DE MOLINA, y A. ZABALZA, (1986). «Spanish Industrial Unemployment: Some Explanatory Facts». *Económica*, 53.
- [9] DRAPER, M., (1993). «Indicación salarial y empleo: un análisis desagregado para el caso español». *Moneda y Crédito*, 197.
- [10] FINA, L., (1986). «El problema del paro y la flexibilidad del empleo: informes sobre un debate». *Papeles de Economía Española*, 26.
- [11] GARCÍA, S.; F. J. GOERLICH y V. ORTS, (1994). «Macromagnitudes básicas a nivel sectorial de la industria española: series históricas». *Economía Industrial*, 299.
- [12] GRAAFLAND, J. y M. LEVER, (1996). «Internal and External Forces in Sectors Wages Formation: Evidence from The Netherlands». *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58, 2.
- [13] HAUSMAN, J. A., (1978). «Specification Test in Econometrics». *Econometrica*, 46.
- [14] HOMLUND, B. y J. ZETTERBERG, (1991). «Insider Effects in Wage Determination. Evidence from Five Countries». *European Economic Review*, 35.
- [15] MARTÍN, C. y L. MORENO, (1993). «Determinantes de las exportaciones intracomunitarias de las industrias españolas». 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)*. Alianza Economía. Madrid.
- [16] MAZÓN, C., (1993). «Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?» 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)*. Alianza Economía. Madrid.
- [17] MULLIGAN, C. y X. SALA-I-MARTIN, (1995). «Measuring Aggregate Human Capital», NBER Working Paper Series, W.P. 5.016.
- [18] NICKELL, S. (1990). «Unemployment: A survey». *The Economic Journal*, 100.
- [19] NICKELL, S. y P. KONG, (1992). «An Investigation into the Power of Insiders in Wage Determination». *European Economic Review*, 36.
- [20] RAMSEY, J. B., (1969). «Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis». *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 31.

ANEXO A

MECANISMO DE CORRECCIÓN DE ERROR

En este momento procedemos a analizar la existencia de una relación a largo plazo entre los niveles de las variables, mediante la estimación por mínimos cuadrados no lineales del siguiente sistema de ecuaciones con un Mecanismo de Corrección de Error (MCE). Los resultados que aquí aparecen, estaban de alguna manera ya avanzados en el apartado 4 al haber encontrado en la estimación de la ecuación (4) valores de los parámetros que implicaban la no estacionariedad de las series en ellas incluidas

$$\Delta w_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}\Delta \Pi_{it} + \beta_{2i}\Delta wa_{it} + \delta_i(w_{it} - \gamma_{1i}\Pi_{it} + \gamma_{2i}wa_{it}) \quad (6)$$

El análisis individual de las series en niveles así como el análisis de cointegración no puede ser muy concluyente dado el tamaño muestral disponible (para una muestra de $T = 25$, los contrastes de raíz unitaria que hemos utilizado, Dickey-Fuller y Phillips-Perron, presentan muy baja potencia). Es por ello que nos decantamos por la especificación del MCE. Sin embargo, dado que el tamaño muestral en cada sector no es excesivamente grande y es necesario estimar seis parámetros, hubo de imponerse la restricción, basada en los resultados obtenidos en la especificación en diferencias, de que todas las constantes eran nulas, a fin de poder estimar (6).

De acuerdo con esta especificación los t-estadísticos del parámetro de corrección de error no son muy significativos, sólo en el caso del sector 9 supera el valor 3.00, lo que a falta de valores críticos adecuados nos revela la no cointegración en los niveles de las variables (ver Banerjee, *et. al.*, 1993). Sin embargo, estos resultados no son totalmente concluyentes y habrán de ser refrendados cuando contemos con muestras más largas. De todas maneras, el hecho de incluir el MCE no tiene ningún efecto sobre las particularidades referentes al comportamiento dual anteriormente comentadas, por lo que podemos descartar posibles problemas de especificación en nuestro modelo que el MCE hubiera debido captar de existir (esto se corrobora posteriormente con el test RESET). Únicamente en el sector 9, y quizá en el 6, podría pensarse que existe una relación a largo plazo entre los niveles de las series.

TABLA A1

	$\Delta \Pi_{it}$		Δwa_{it}		δ	
S1	0.72	(4.87)	0.67	(1.55)	0.04	(0.26)
S2	0.17	(1.00)	0.77	(2.22)	-0.38	(-2.43)
S3	0.07	(0.33)	0.66	(2.89)	0.00	(0.05)
S4	0.00	(0.07)	0.75	(2.88)	-0.19	(-0.35)
S5	0.79	(4.35)	0.43	(1.80)	-0.16	(-1.31)
S6	0.25	(1.55)	-0.05	(-0.21)	-0.42	(-2.65)
S7	0.43	(3.00)	0.67	(1.42)	-0.42	(-1.85)
S8	0.25	(1.36)	0.34	(1.25)	0.09	(0.63)
S9	0.09	(0.62)	-0.06	(-0.19)	-0.28	(-3.51)
S10	0.51	(3.78)	0.15	(0.68)	-0.13	(-2.25)
S11	1.39	(5.31)	0.40	(1.56)	-0.00	(-0.03)
S12	0.65	(2.44)	0.39	(1.43)	-0.45	(-2.97)
S13	0.15	(0.76)	0.82	(3.92)	-0.38	(-2.63)
S14	0.44	(1.66)	0.63	(1.58)	-0.01	(-0.17)

Nota: t estadístico entre paréntesis.

ANEXO B

CUADROS EXPLICATIVOS

A continuación se exponen las equivalencias entre los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25, la Encuesta Industrial y la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (1974).

TABLA B1

EQUIVALENCIAS SECTORIALES

Sectores industriales NACE-CLIO R25	Encuesta Industrial	CNAE (1974)
1. Energía	1-8	11-16
2. Minerales metálicos y siderometalurgia	9-11	21, 22
3. Minerales y productos no metálicos	12-18	23, 24
4. Químico	19-30	25
5. Productos metálicos	31-35	31
6. Maquinaria	36, 37	32
7. Máquinas de oficina y otros	38, 46	33, 39
8. Material eléctrico	39, 40	34, 35
9. Material de transporte	41-45	36-38
10. Alimentación	47-64	41, 42
11. Textil, vestido y calzado	65-74	43-45
12. Papel y derivados	80-82	47
13. Caucho y plásticos	83-84	48
14. Madera, corcho y otras manufacturas	75-79, 85-89	46, 49

TABLA B2

ANÁLISIS DESCRIPTIVO SECTORES-VALORES MEDIOS
(TASAS CRECIMIENTO VARIABLES)

Sectores industriales	VAB/L		K/L	W/H		EBE/H	
1. Energía	1.896	—	13.91	0.693	—	1.200	—
2. Minerales metálicos y siderometalurgia	0.985	1.40	4.49	0.552	1.42	0.433	1.37
3. Minerales y productos no metálicos	0.640	0.91	1.31	0.332	0.85	0.308	0.98
4. Químico	1.112	1.58	2.34	0.472	1.21	0.640	2.03
5. Productos metálicos	0.564	0.80	0.73	0.362	0.93	0.202	0.64
6. Maquinaria	0.649	0.92	0.80	0.399	1.03	0.250	0.79
7. Máquinas de oficina y otros	0.806	1.15	1.34	0.419	1.08	0.387	1.23
8. Material eléctrico	0.680	0.97	0.84	0.427	1.10	0.253	0.80
9. Material de transporte	0.727	1.03	1.21	0.500	1.28	0.226	0.71
10. Alimentación	0.613	0.87	1.20	0.256	0.66	0.357	1.13
11. Textil, vestido y calzado	0.498	0.71	0.53	0.288	0.74	0.209	0.66
12. Papel y derivados	0.726	1.03	1.50	0.384	0.99	0.342	1.09
13. Caucho y plásticos	0.684	0.97	1.42	0.383	0.98	0.301	0.96
14. Madera, corcho y otras manufacturas	0.463	0.66	0.49	0.275	0.71	0.188	0.60

Nota: Se presentan las tasas de crecimiento medias, y las tasas de crecimiento respecto a la media de la industria (sin incluir el sector energético).

TABLA B3

EVOLUCIÓN EMPLEO (HORAS TRABAJADAS)

Sectores industriales	1964-1989	1964-77	1977-89
1. Energía	-0.012	-0.024	0.000
2. Minerales metálicos y siderometalurgia	-0.028	-0.001	-0.052
3. Minerales y productos no metálicos	-0.024	-0.05	-0.041
4. Químico	0.001	0.015	-0.014
5. Productos metálicos	-0.000	0.025	-0.028
6. Maquinaria	-0.010	0.025	-0.047
7. Máquinas de oficina y otros	-0.016	0.015	-0.051
8. Material eléctrico	-0.008	0.029	-0.049
9. Material de transporte	0.004	0.024	-0.021
10. Alimentación	-0.003	0.014	-0.028
11. Textil, vestido y calzado	-0.030	-0.006	-0.055
12. Papel y derivados	-0.003	0.009	-0.017
13. Caucho y plásticos	0.010	0.032	-0.014
14. Madera, corcho y otras manufacturas	-0.021	0.004	-0.046

FIGURA B1

SECTOR 7
MÁQUINAS DE OFICINA Y OTROS

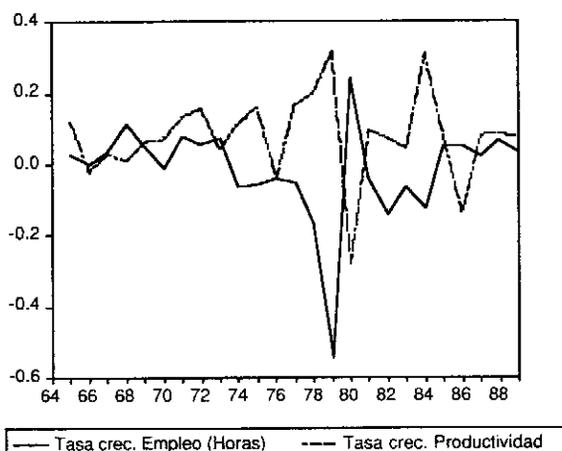


FIGURA B2

SECTOR 11
TEXTIL, VESTIDO Y CALZADO

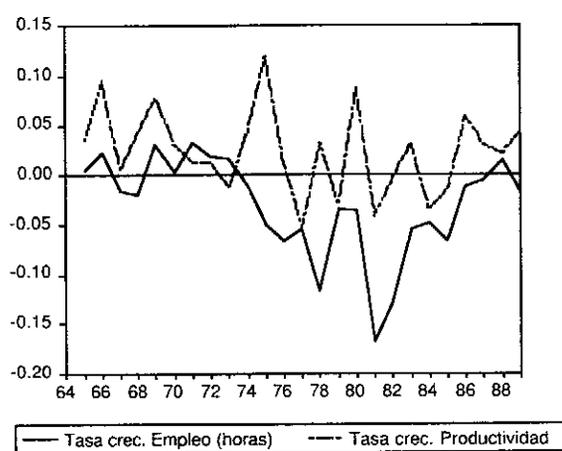


TABLA B4

RATIO PRODUCTIVIDAD/SALARIO

Sectores industriales	Media	Desv. std.
1. Energía	2.66	0.52
2. Minerales metálicos y siderometalurgia	1.87	0.29
3. Minerales y productos no metálicos	1.92	0.16
4. Químico	2.53	0.51
5. Productos metálicos	1.59	0.12
6. Maquinaria	1.70	0.26
7. Máquinas de oficina y otros	1.84	0.44
8. Material eléctrico	1.59	0.24
9. Material de transporte	1.54	0.28
10. Alimentación	2.53	0.40
11. Textil, vestido y calzado	1.79	0.22
12. Papel y derivados	1.90	0.18
13. Caucho y plásticos	1.93	0.35
14. Madera, corcho y otras manufacturas	1.71	0.16

FIGURA B3

RATIO PRODUCTIVIDAD/SALARIO
SECTOR 7 (MÁQUINAS DE OFICINA)

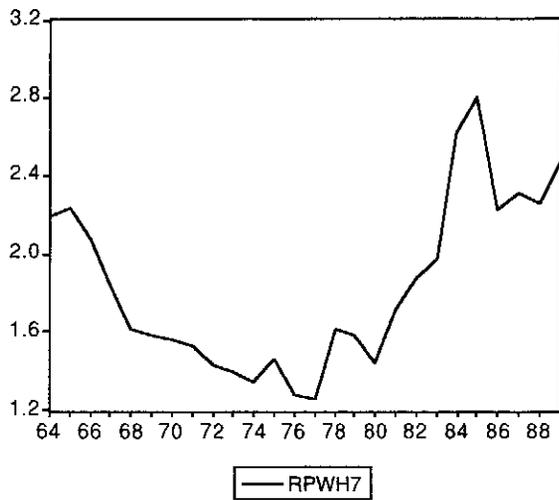


FIGURA B4

RATIO PRODUCTIVIDAD/SALARIO
SECTOR 5 (PRODUCTOS METÁLICOS)

