

Estudios de Economía Aplicada
Nº 3, 1995. Págs. 87 a 113

La evolución reciente de las diferencias salariales interindustriales en España

Carlos Pérez Domínguez
Universidad de Valladolid

ABSTRACT

This article offers an updated study of the evolution of the Spanish interindustry wage differentials. As compared with previous work on the same subject, this paper represents an improvement both on the data base and on the scope of the analysis. Here, the basic hypothesis is that interindustry wage dispersion depends *simultaneously* on three types of variables: structural variables (basically, the interindustry dispersion of productivity and the occupational structure of the economy); the cyclical changes in the economic activity and, finally, some measures of institutional change.

Keywords: Spanish interindustry wage differences, productivity dispersion, institutional changes, institutional constraints.

RESUMEN

En este artículo se lleva a cabo un estudio actualizado sobre la evolución de las diferencias salariales interindustriales en España. En comparación con otros trabajos previos sobre el tema, el presente incorpora ciertas innovaciones tanto en lo referente a los datos utilizados como con respecto al alcance del análisis. Aquí, la hipótesis básica consiste en que la dispersión salarial interindustrial depende *simultáneamente* de tres tipos de variables: de variables estructurales (básicamente la dispersión interindustrial de la productividad y la estructura ocupacional de la economía); de los cambios cíclicos de la actividad económica y, finalmente, de algunas aproximaciones de los cambios institucionales.

Palabras clave: Diferencias salariales interindustriales, dispersión de la productividad, cambios institucionales, restricciones institucionales.

1. Introducción

Existen varios trabajos que analizan cómo son las diferencias salariales entre las industrias españolas en un momento determinado del tiempo. No obstante, el estudio de la evolución de dichas diferencias salariales constituye un tema escasamente tratado en la literatura económica de España. Los principales estudios

realizados se refieren al período temporal que comprende la segunda mitad de los años sesenta y la década de los setenta. No existe, por tanto, ningún trabajo que analice el fenómeno de forma detallada en un período más reciente: los años ochenta.

El objetivo fundamental de este trabajo es, precisamente, llevar a cabo un estudio detallado y lo más actualizado posible sobre la evolución de las diferencias salariales interindustriales en España.

Con tal fin, este artículo se divide en cuatro partes. En la primera (apartado 2) se lleva a cabo una somera revisión de los trabajos más relevantes efectuados sobre el tema.

En la segunda parte (apartado 3) se formula una hipótesis explicativa sobre la evolución de las diferencias salariales interindustriales en España, según la cual la dispersión salarial interindustrial depende de tres clases de variables. Unas variables son estructurales (la dispersión de la productividad entre industrias y la estructura del empleo), otras registran variaciones cíclicas y otras son de tipo institucional.

En la tercera parte (apartado 4) se lleva a cabo la estimación empírica de la hipótesis previamente formulada utilizando, alternativamente, dos muestras de datos distintas: una con un alto grado de desagregación (setenta y dos sectores industriales) que vale tan sólo para los años 1978-90; y otra mucho más agregada (tan sólo siete sectores) que, sin embargo, se extiende desde 1965 hasta 1990. En este apartado se comentan, así mismo, los principales resultados obtenidos en la contrastación empírica.

En la cuarta y última parte (apartado 5) se resumen las conclusiones más relevantes del trabajo.

2. La evolución de los salarios industriales: una breve revisión de los trabajos efectuados

El modelo de Wachter (1970 pp. 75-84), constituye el punto de partida de varios trabajos posteriores sobre los cambios en la estructura de los salarios industriales, entre ellos los realizados para España. Según este autor, las diferencias de salarios entre industrias (medidas a través del coeficiente de variación de dichos salarios) se relacionan con dos tipos de variables.

El primer tipo se refiere a variables que podríamos denominar estructurales. En este sentido, Wachter señala que las diferencias en la estructura de los mercados

de producto y de trabajo de las diversas industrias posibilitan la aparición de desigualdades salariales para un mismo nivel de cualificación. Estas desigualdades no reflejan meramente diferencias de productividad entre los trabajadores sino que también recogen la influencia de elementos no competitivos tales como la capacidad de pago y el nivel de sindicación de las industrias. Dichos factores estructurales, según Wachter, han permanecido relativamente estables en el corto plazo presentando muy escasas variaciones en la economía norteamericana de la posguerra. Es por ello que estos elementos sirven para explicar la existencia de un diferencial salarial entre las industrias norteamericanas pero no su evolución a lo largo del tiempo.

El segundo tipo de variables considerado por Wachter sirve para captar las oscilaciones cíclicas de los salarios respecto a las tendencias determinadas por los elementos estructurales. Se trata de averiguar, en primer lugar, cómo las diferentes industrias ajustan sus salarios a los excesos de demanda en el mercado de trabajo (medidos mediante la inversa de la tasa de paro global); y, en segundo lugar, cómo se ajustan los salarios de los diferentes sectores industriales a los cambios del índice general de precios. Respecto al primer factor, Wachter considera que las variaciones en la demanda de trabajo generan una escasa fluctuación en los salarios de las industrias que pagan mayores retribuciones medias (industrias con estructuras de mercado no competitivas, intensivas en capital y con fuerte presencia sindical). En las industrias de menor retribución (de carácter más competitivo) dichas oscilaciones son, en cambio, mucho mayores. Por esta razón, en las fases expansivas del ciclo las diferencias salariales entre industrias se reducen y aumentan en los períodos contractivos: las diferencias salariales presentan un comportamiento contracíclico. Respecto a la velocidad de la respuesta de los salarios a las variaciones del coste de la vida, el autor mantiene la hipótesis formulada por Bronfenbrenner y Holzman (1965 pp. 46-101). Según esta hipótesis las diferencias de salarios se ajustan a la evolución de los precios generales de acuerdo a una función cuadrática cóncava: la dispersión de los salarios aumenta a medida que lo hacen los precios pero a un ritmo cada vez menor.

Malo de Molina (1982 pp. 57-98) realiza un estudio sobre el comportamiento de la estructura salarial de la industria española por ramas de actividad, para el período 1963-1975. En este trabajo se constata el comportamiento contracíclico de las diferencias salariales en España y la respuesta positiva pero amortiguada de dichas diferencias a la evolución del índice general de precios.

En un trabajo posterior (1983), este mismo autor analiza el fenómeno para el período 1963-1981. En dicho trabajo, se compara el marco institucional del mercado de trabajo español antes y después del cambio político de 1975. Malo de

Molina demuestra así que los elementos institucionales que surgen durante la etapa de transición a la democracia ejercieron un importante papel en España como factor reductor de las diferencias salariales interindustriales.

Lorences (1986) analiza la evolución de las diferencias salariales de la industria española durante el período 1965-1981. En este trabajo, el autor desarrolla una importante innovación: la modelización de los elementos estructurales (que él denomina tendenciales) de la industria española. Lorences afirma que durante el periodo analizado la economía española ha experimentado cambios estructurales importantes y, este hecho, ha tenido que afectar a la evolución de la estructura salarial interindustrial.

De acuerdo con lo expuesto previamente, la investigación de la evolución de las diferencias salariales interindustriales en nuestro país es susceptible de ampliación en los dos siguientes aspectos: En primer lugar, elaborando una hipótesis que pueda ser contrastada empíricamente y que registre simultáneamente la influencia de los elementos estructurales, cíclicos e institucionales sobre la dispersión de los salarios industriales de nuestro país. En segundo lugar, actualizando los contrastes realizados, tomando en consideración los años ochenta y haciendo referencia expresa a los nuevos elementos institucionales surgidos durante la citada década en España. Ambas tareas se llevan a cabo en los siguientes apartados.

3. Los determinantes de la dispersión salarial

La hipótesis de partida puede formularse de manera muy general y esquemática como sigue: la evolución de la dispersión de los salarios industriales se explica, conjuntamente, en función de tres grupos de variables: variables de carácter *estructural*, de carácter *cíclico* y de carácter *institucional*. A continuación se explican todas estas categorías.

3.1. La variable dependiente

Para evaluar la evolución de la dispersión salarial se ha utilizado la variable $CV2_t$, definida como el cuadrado del coeficiente de variación de los salarios industriales en el año t . Su valor nos indica, para cada año, la magnitud de las diferencias salariales interindustriales. Se ha tomado esta variable elevada al cuadrado para poder definir en consonancia las variables estructurales. El valor del citado coeficiente se calcula a partir de la siguiente expresión:

$$CV2_t = \sum_i \frac{n_{it}}{N_t} \cdot \left(\frac{\omega_{it}}{\omega_t} - 1 \right)^2 \quad (1)$$

donde los subíndices i y t denotan, respectivamente, el sector industrial y el año. n_{it} representa el número de empleados del sector i -ésimo en el año t ; N_t el número total de empleados en la industria en el año t ; ω_{it} el salario medio por ocupado para cada sector y año; y ω_t el salario medio por ocupado para el conjunto de la industria en el año t .

3.2. Las variables estructurales

El uso de las variables estructurales en el presente trabajo se fundamenta en la siguiente premisa: la evolución de las diferencias salariales interindustriales depende de características *estructurales* de las industrias, tales como los diferentes ritmos de crecimiento de la productividad y los cambios en la distribución intersectorial del empleo. A continuación precisamos estas cuestiones.

Los sumandos que conforman la expresión (1) se componen de dos términos. El primero de ellos, n_{it}/N_t , nos informa sobre la estructura del empleo industrial pues indica, para cada año, el peso que el sector i -ésimo tiene en términos de empleo respecto al total de la industria. En el segundo término, el factor (ω_{it}/ω_t) recoge información referente a la estructura de salarios; para cada año este término indica la porción que el salario de cada sector supone sobre la media salarial del total de la industria.

Así pues, aunque los salarios relativos de los distintos sectores permanecieran constantes a lo largo del tiempo (esto es, aunque el ratio ω_{it}/ω_t permaneciera constante) la dispersión salarial se alteraría, siempre que hubieran existido cambios en la estructura del empleo industrial.

Según esto, Lorences (1986), propone el siguiente *índice de estructura del empleo* (IE_t):

$$IE_t = \sum_i \frac{n_{it}}{N_t} \cdot \left(\frac{\omega_{i0}}{\omega_0} - 1 \right)^2 \quad (2)$$

Este índice difiere de la variable $CV2_t$ en la expresión entre corchetes. En el caso de IE_t , dicha expresión no varía con el tiempo pues se ha definido como

constante al nivel del año de referencia ($t=0$).¹ Por tanto IE_t recoge los cambios en $CV2_t$, debidos únicamente a variaciones en la estructura del empleo industrial.

Cabe esperar una relación positiva entre la evolución del índice IE_t y la evolución de la variable $CV2_t$. En efecto, para los sectores situados en los extremos del escalafón salarial el término $(\omega_{it}/\omega_0 - 1)^2$ de la expresión (2) presentará un valor elevado. Por contra, para los sectores de salario intermedio este término tendrá un reducido valor. Por tanto, bastaría con que el porcentaje de empleados en los sectores de salarios extremos hubiera aumentado o disminuido para que el valor de IE_t aumentara o disminuyera y, consecuentemente, también lo hiciera en el mismo sentido la dispersión salarial.

Por otra parte, si la estructura del empleo industrial no hubiera variado en absoluto, la evolución de las diferencias salariales interindustriales se explicaría exclusivamente por los cambios acaecidos en la estructura de los salarios relativos representada por $(\omega_{it}/\omega_t - 1)^2$.

Con respecto a la influencia de este término sobre el coeficiente de dispersión salarial Lorences (1986) establece una hipótesis que, en principio, aceptaremos y que es la siguiente: podemos suponer que existe una relación directa y constante entre la productividad marginal del trabajo ($PMgL$) de cada sector industrial y el salario por ocupado del mismo, es decir:

$$\omega_{it} = \alpha \cdot PMgL_{it} \quad (3)$$

A partir de esta hipótesis puede definirse el siguiente índice, que nosotros denominaremos *índice de dispersión de la productividad actual* (IPA_t):²

$$IPA_t = \sum_i \frac{n_{i0}}{N_0} \cdot \left(\frac{PMeL_{it}}{PMeL_t} - 1 \right)^2 \quad (4)$$

cuya justificación es la siguiente: si el ritmo de crecimiento del progreso técnico y de la cualificación de la mano de obra ha sido diferente para los distintos sectores industriales, cabe esperar también una evolución diferente de sus respectivas productividades medias del trabajo, lo que se traducirá en una alteración de las diferencias salariales.

3.3. «Normalización» de las variables estructurales.

La cuestión que ahora podemos plantearnos es la siguiente: ¿hasta qué punto la productividad directamente observada - $PMeL$ - (llamémosla «productividad actual»)

es un buen índice de la evolución tendencial de los salarios? Existen razones para suponer que dicha productividad presenta un fuerte componente cíclico. En efecto, la productividad actual se definió como el cociente entre los valores corrientes del producto total a precios constantes y el nivel actual de empleo del sector, es decir:

$$PMEL_{it} = \frac{PT_{it}}{n_{it}} \quad (5)$$

Las oscilaciones cíclicas de la renta nacional implican obviamente fluctuaciones en la producción de los diversos sectores (fluctuaciones en los valores PT_{it}); y esto a su vez implica fluctuaciones en los niveles de empleo sectoriales n_{it} . Por otra parte, las fluctuaciones del empleo suelen ser casi siempre menores que las fluctuaciones de la producción. Ello se debe a que el trabajo suele ser un factor cuasi fijo, difícil de sustituir sobre todo en el corto plazo.³ La razón habitual de ésto reside en las restricciones impuestas por los propios contratos de trabajo;⁴ y también en la existencia de costes de contratación, despido, formación de personal, etc...⁵ El resultado de todo esto es que los cocientes PT_{it}/n_{it} suelen tener un comportamiento cíclico: crecen en los periodos de auge y se reducen en los de recesión. Para eliminar, en la medida de lo posible, este componente cíclico de los índices de productividad vamos a introducir el concepto de «nivel de empleo normal».

Llamaremos n_{it}^* al empleo normal del sector i -ésimo en el momento t , definido como el nivel de empleo óptimo para producir el output PT_{it} dados los precios de los factores y la tecnología y en ausencia de las restricciones y costes de ajuste antes mencionados. A la vista de lo expuesto anteriormente resulta previsible que el nivel normal de empleo difiera del actual. Para calcular n_{it}^* se han tomado como referencia las series de productividad actual calculadas previamente. Se trata entonces de «suavizar los picos» que estas series presentan y que fueron provocados por la rigidez al ajuste del empleo actual. El resultado obtenido serán las series de productividad normal ($PMEL_{it}^*$), cuyo valor, para cada sector i y año t , es la media móvil calculada en la correspondiente serie de productividad actual con los años circundantes a t .⁶ Las productividades normales así calculadas son consistentes con niveles de empleo normalizados (n_{it}^*), es decir:

$$PMEL_{it}^* = \frac{PT_{it}}{n_{it}^*}$$

Puesto que $PMEL_{it}^*$ y PT_{it} son conocidos, pueden calcularse fácilmente los niveles de empleo normal (n_{it}^*) despejando en la expresión anterior.

A partir de los valores de $PMEL_{it}^*$ y suponiendo que existe una relación de la forma:

$$\omega_{it} = \alpha \cdot PMEL_{it}^*$$

más significativa que la postulada por Lorences, puede construirse el siguiente índice de dispersión de la productividad normal (IPN_t) alternativo al índice IPA_t :

$$IPN_t = \sum_i \frac{n_{i0}}{N_0} \cdot \left(\frac{PMeL_{it}^*}{PMeL_i^*} - 1 \right)^2 \quad (6)$$

Cabe esperar que IPN_t sea un indicador más fiel que IPA_t de la evolución tendencial de los salarios; además, al estar depurado del componente cíclico que afectaba al índice de productividad actual, su significado quedará más nítidamente separado del conjunto de las variables cíclicas que se describen a continuación.

3.4. Las variables cíclicas.

La inclusión en el presente trabajo de variables «de cambio relativamente rápido» (las llamadas variables cíclicas) se efectúa con la intención de captar las oscilaciones coyunturales de los salarios en torno a su línea tendencial.

Siguiendo la tradición de los trabajos anteriores, los efectos del ciclo económico sobre la dispersión salarial se pueden relacionar con dos tipos de factores. En primer lugar, el distinto impacto del ciclo sobre las demandas de trabajo de los diversos sectores; y en segundo lugar, el efecto de la inflación sobre las negociaciones salariales, que también puede variar de unos sectores a otros.

Veamos primero cómo afecta el ciclo económico a la demanda de trabajo en los sectores de salarios altos y en los de salarios bajos. En los primeros es de esperar que la demanda de trabajo oscile menos que en los segundos. Ello se debe a que la mano de obra cualificada requiere inversiones por parte de las empresas (inversiones en entrenamiento de carácter más o menos específico), y estas inversiones han de ser amortizadas a lo largo del tiempo. Como consecuencia de lo anterior, el trabajo cualificado resulta ser un factor fijo o cuasi-fijo, y esto lógicamente hace que su demanda resulte menos sensible a las fluctuaciones a corto plazo de la economía. Esto nos lleva a pensar que los salarios han de fluctuar menos en los sectores de salarios altos, donde la mano de obra está más cualificada, que en los de salarios bajos. En tales condiciones las diferencias salariales tendrían un comportamiento contracíclico.

A pesar de lo dicho anteriormente, existen otras razones que nos pueden llevar a esperar un comportamiento distinto de las diferencias salariales durante el ciclo. Por ejemplo, podemos pensar que la oscilación de los salarios bajos está frenada por amortiguadores que no son operativos en el caso de los salarios altos

(salarios mínimos, por ejemplo). La existencia de estos amortiguadores tendería a reducir las diferencias en los periodos de recesión y a agrandarlas en los periodos de auge.

No existen, por lo tanto, razones teóricas tajantes que permitan predecir un comportamiento cíclico o contracíclico de las diferencias salariales. Se trata de una cuestión esencialmente empírica; y, como ya hemos apuntado, en los trabajos realizados tanto para la economía americana como para la española, se ha observado un comportamiento contracíclico: las diferencias salariales se amplían en las fases contractivas y se reducen en las fases expansivas.

Los efectos de la inflación sobre las diferencias salariales pueden resumirse en la hipótesis de Brofenbrenner y Holzman (1965) según la cual la dispersión de los salarios es una función creciente y cóncava de la tasa de inflación. Esta hipótesis se puede justificar como sigue:

Si la *tasa de inflación es «moderada»*, los sectores de salario alto, en los que la presión sindical suele ser muy fuerte, están dispuestos a aceptar fácilmente aumentos salariales si aumenta el nivel general de precios en pro de una mayor estabilidad en sus empresas. En los sectores de bajo salario, con menor presión sindical, resulta previsible que los salarios no respondan tan fácilmente a los incrementos en los precios; es decir, los trabajadores en estos sectores no son capaces de transformar inmediatamente los aumentos de los precios en aumentos de sus salarios nominales. Según ésto, si la tasa de inflación se mantiene en niveles relativamente bajos, los incrementos en los precios se transformarían rápidamente en aumentos de salarios en los sectores de salario alto y mucho más lentamente en los de salarios bajos. Se produciría, por tanto, una apertura del abanico salarial.

Ahora bien, cuando la *tasa de inflación es demasiado alta*, sabemos que esto genera un alto grado de incertidumbre y que esta incertidumbre se traduce en distorsiones en el proceso de asignación de los recursos y en aumento generalizado de la dispersión de precios. En estas condiciones, la capacidad de negociación de los sindicatos se reduce y se hace cada vez más difícil ajustar la evolución de los salarios a la de los precios. La ventaja negociadora de los sindicatos en los sectores de salarios altos se hace cada vez menor. Esto quiere decir que el efecto positivo de la inflación sobre las diferencias salariales se debilita progresivamente a medida que la inflación se acelera.⁷

De acuerdo con todo lo anterior, en este trabajo se utilizarán dos tipos de variables cíclicas: en primer lugar, alguna medida del ciclo económico general (medida que más adelante se especificará) para captar esa relación presumiblemente

contracíclica antes discutida; y, en segundo lugar, una función cuadrática de la tasa de inflación.

3.5. Las variables institucionales.

Cuando se producen acontecimientos institucionales de especial importancia las tendencias salariales pueden sufrir «rupturas». Se trata, por tanto, de ver en qué medida estas alteraciones en las tendencias han podido afectar a las diferencias salariales interindustriales.

Malo de Molina (1983) y Lorences (1986) incluyeron en sus respectivos trabajos para el caso español una variable dicotómica que tomaba el valor cero para los años de la Etapa Autoritaria (hasta 1975), y uno para los posteriores. El coeficiente de esta variable resultaba altamente significativo y presentaba signo negativo, lo cual indicaba una reducción de las diferencias salariales achacable al cambio político. En este trabajo se utilizará una variable similar.

Las características básicas del sistema de relaciones laborales surgido en torno a 1975, relacionadas sobre todo con la negociación colectiva y la legislación sobre despidos, se han mantenido prácticamente inalteradas durante toda la década de los ochenta. No obstante, se han producido durante dicha década dos tipos de innovaciones institucionales, que, presumiblemente, han tenido una gran influencia sobre la estructura salarial. Se trata, en primer lugar, de la práctica (de forma bastante intermitente) de la concertación social; y en segundo lugar, de la introducción de formas de contratación algo más flexibles que las tradicionales.

La concertación social comenzó a surtir efectos con los *Pactos de la Moncloa* en 1978, pero después de ese año se ha practicado de forma intermitente. En 1980-81 existió el llamado *Acuerdo Marco Interconfederal* (A.M.I.), al cual sucedieron el *Acuerdo Nacional de Empleo* (A.N.E.) en 1982, el *Acuerdo Interconfederal* (A.I.) en 1983 y el *Acuerdo Económico y Social* (A.E.S.) durante 1985 y 1986. Estos acuerdos desempeñaron, presumiblemente, un importante papel como estabilizadores sociales. No obstante, es muy probable que propiciaran un aumento de la insensibilidad de la estructura salarial ante las fuerzas del mercado. El otro factor institucional relevante a partir de 1984 fue la introducción de algunas formas nuevas de contratos de trabajo, formas que hemos denominado genéricamente como *contratos laborales a término*. Los estudios efectuados sobre este tipo de contratos han puesto en evidencia dos aspectos importantes:⁸ en primer lugar, el porcentaje de asalariados sometidos a este tipo de contratos ha ido en ascenso desde su implantación; y en segundo lugar, el coste de un trabajador a término es menor que el de uno fijo con características similares. De acuerdo con esto, puede aventurarse que la implantación

de estas nuevas formas de contrato han propiciado un aumento en la dispersión salarial interindustrial española.

Estos dos factores institucionales serán analizados a través de variables ficticias y de otras variables que se especificarán más adelante.

Un último factor institucional que debemos tener en cuenta es el efecto ejercido por el Salario Mínimo Interprofesional (S.M.I.) sobre la magnitud de las diferencias salariales a lo largo del tiempo.

Ya hemos comentado anteriormente el papel que los salarios mínimos pueden ejercer como amortiguador de las oscilaciones cíclicas de los salarios sobre todo en los sectores más bajos del escalafón salarial. Este hecho queda justificado en la medida en que el S.M.I. sirve de referencia para fijar los salarios de las categorías profesionales de menor cualificación.⁹ Es, por lo tanto, previsible que el establecimiento en España del S.M.I. en 1964 y sus posteriores revisiones hayan provocado una reducción de la magnitud de las diferencias salariales entre industrias. Para captar este efecto amortiguador se usará una variable que nos informe, para cada año, como ha crecido el S.M.I. en relación al crecimiento del salario medio del conjunto de la industria. Esta medida parece, en principio, más conveniente que el crecimiento del SMI tomado aisladamente. La justificación es la siguiente: en aquellos periodos en que la media salarial industrial crezca mucho más deprisa que el mínimo salarial legal cabe esperar que la contribución del S.M.I. como reductor de las diferencias salariales sea escasa. Si por el contrario es el S.M.I. el que crece más velozmente se podría esperar el fenómeno contrario.

4. Estimación empírica

La estimación del modelo se ha efectuado utilizando, alternativamente, dos muestras distintas. La primera muestra abarca un amplio periodo temporal (1965-1990). No obstante, ha sido elaborada con un reducido grado de desagregación sectorial (7 sectores). En su elaboración se han empleado, básicamente, las mismas fuentes que Lorences (1986) para el periodo 1965-1981. A partir de ese año se han prolongado las series mediante datos obtenidos fundamentalmente a partir de la Encuesta Industrial (E.I.), convenientemente homogeneizados. Asimismo, se han revisado los datos de Lorences entre los años 1978-1981, en la medida en que algunos de ellos tenían el carácter de provisionales.

La segunda muestra ha sido elaborada a partir de los datos ofrecidos en la E.I. y de los Índices de Precios Industriales. El periodo temporal comprendido es bastante más reducido: 1978-1990, que son los años de cobertura de la E.I. No

obstante el grado de desagregación sectorial es mucho mayor que en la muestra anterior: 72 sectores¹⁰

La primera muestra, a pesar de su alto nivel de agregación, resulta indicada por las siguientes razones. Por un lado, los resultados son fácilmente comparables con los de las investigaciones anteriores. Por otro lado, al ser una muestra con muchas más observaciones, es posible estimar el modelo completo con bastantes grados de libertad; además, con un número suficiente de años es más fácil captar los fenómenos cíclicos e institucionales cuyos efectos, generalmente, se diluyen en el tiempo. De este modo se subsana alguna de las principales dificultades de las investigaciones anteriores. Por otra parte, el uso de la segunda muestra, con una amplia desagregación sectorial, nos va a permitir apreciar los efectos de ciertas variables; efectos que no podrían ser observados con una muestra tan agregada como la primera.

4.1. Medición de las variables.

En la tabla 1 se ofrece un resumen de las variables utilizadas en la estimación así como sus signos esperados.

TABLA 1.- Descripción de las variables y signos esperados.

VARIABLE DEPENDIENTE			
DISPERSIÓN SALARIAL INTERINDUSTRIAL	CUADRADO COEFICIENTE DE VARIACIÓN SALARIAL	CV2,	

VARIABLES EXPLICATIVAS			
VARIABLES ESTRUCTURALES	RITMOS CRECIMIENTO PRODUCTIVIDAD	IPN _t (Normal)	(+)
	CAMBIOS DISTRIB. DEL EMPLEO	IE	(+)
VARIABLES CÍCLICAS	IMPACTO DEL CICLO SOBRE LAS DEMANDAS DE TRABAJO	ω_{it}	(-)
		$1/U_t$	(-)
		\dot{U}_{t-1}	(+)
	EFECTOS DE LA INFLACIÓN	\dot{P}_t	(+)
\dot{P}_t^2		(-)	

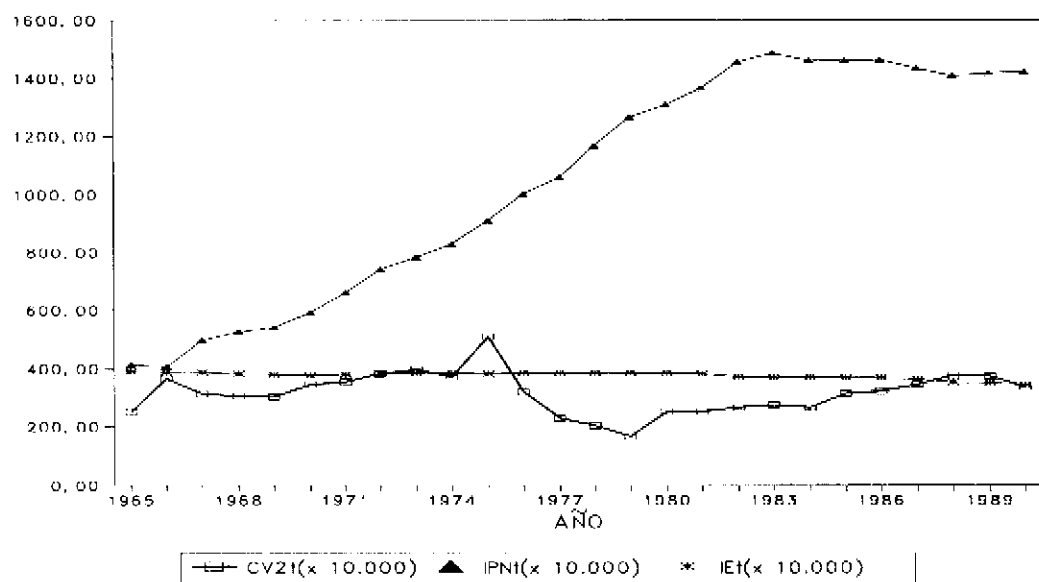
VARIABLES INSTITUCIONALES	CAMBIO POLÍTICO	D74 _i	(-)
	ACUERDOS-MARCO	DNEG _i	(-)
	CONTRATOS "A TÉRMINO"	DTER _i	(+)
		FEMP _i	(+)
	EFFECTOS DE LA EVOLUCIÓN RELATIVA DEL S.M.I.	TRSM _i	(-)

La variable dependiente se definió -expresión (1)- como el cuadrado del coeficiente de variación de los salarios industriales (CV2_i). Los salarios utilizados para su confección están valorados en millones de pesetas corrientes por trabajador y año y las series de empleo se refieren al número de ocupados.

Como variables estructurales se han empleado los ya definidos índice de estructura del empleo (IE_i) -expresión (2)- e índice de dispersión de la productividad normal (IPN_i) -expresión (6)-. Las series de Producto total empleadas en su elaboración se refieren al Producto Interior Bruto al coste de factores, valorado a precios constantes de 1972. Por este motivo, el año base (t=0) considerado en la confección de IE_i y de IPN_i es también 1972. Se ha elegido este año como base a fin de facilitar la comparación con las investigaciones anteriores. Se espera, en principio, que ambas variables estén relacionadas positivamente con la dispersión salarial.

Debe destacarse la pequeña variación que ha experimentado la variable IE durante todo el periodo, en relación a la evolución de IPN al utilizar la muestra de siete sectores (gráfico 1). Por ello, puede aventurarse que los cambios en la estructura del empleo industrial -por lo menos a este nivel de agregación sectorial- no deben ser un buen argumento para explicar las variaciones acaecidas en las diferencias salariales interindustriales.

Para elaborar estas dos variables con la segunda muestra se ha considerado como año base 1980.

GRAFICO 1.- Evolución de CV2, IPN, e IE_t (1965-1990)

En cuanto a las variables cíclicas se han empleado las siguientes medidas:

Para medir los efectos del ciclo económico sobre la dispersión salarial se han utilizado, alternativamente, las siguientes variables. En primer lugar, se ha empleado la tasa de variación del P.I.B. real industrial total ($\dot{P}T_t$), calculado a partir de las series sectoriales del P.I.B. al coste de factores real. Si, como se ha demostrado en los estudios empíricos previos, la dispersión salarial presenta un comportamiento contracíclico, el signo del coeficiente asociado a $\dot{P}T_t$ en las estimaciones debería ser negativo.

En segundo lugar, se ha utilizado la tasa de paro relativo industrial (U_t), definida como el porcentaje que suponen los desocupados industriales respecto a la población activa de la industria. Según la hipótesis formulada por Wachter (1970 p. 80) resulta conveniente incluir la tasa de paro en forma inversa ($1/U_t$), pues la relación teórica que une al coeficiente de variación de los salarios y a la tasa de paro no es lineal¹¹. Su coeficiente, bajo la hipótesis de comportamiento contracíclico de las diferencias salariales, debería ser negativo.

En tercer lugar se ha incorporado la tasa de variación interanual del nivel relativo de paro (\dot{U}_t). En este caso hemos incluido, simultáneamente, el valor

desfasado de esta variable (\dot{U}_{t-1}) a fin de recoger de la mejor forma posible las fluctuaciones cíclicas.

Según la hipótesis planteada previamente, la respuesta de la dispersión salarial a las variaciones del nivel general de precios (\dot{P}_t) se podría ajustar por medio de una función cuadrática. Es por ello que, en las estimaciones, las variables \dot{P}_t y \dot{P}_t^2 aparecen siempre juntas. Para la elaboración de las variables \dot{P}_t y \dot{P}_t^2 se ha empleado la tasa de variación del Índice de Precios al Consumo en promedio anual respecto al año anterior. Se prevé que el signo asociado a \dot{P}_t sea positivo y el asociado a \dot{P}_t^2 negativo.

En lo referente a las variables institucionales, se ha optado por incluir las siguientes:

Para valorar los efectos del cambio político sobre la dispersión salarial se ha empleado la variable artificial $D76_t$, definida como:

$$D76_t = \begin{cases} 0 & t = 65 - 75 \\ 1 & t = 76 - 90 \end{cases}$$

El signo de su coeficientes se prevé negativo.

El efecto de la negociación colectiva centralizada se ha valorado mediante la variable ficticia $DNEG_t$, donde:

$$DNEG_t = \begin{cases} 0 & t = 65 - 77, 79, 84, 87 - 90 \\ 1 & t = 78, 80, 81 - 83, 85, 86 \end{cases}$$

Se espera que el coeficiente asociado a esta variable sea también negativo.

Para estimar los efectos provocados por los contratos laborales «a término» se han construido dos variables alternativas. Por un lado la siguiente variable artificial:

$$DTER_t = \begin{cases} 0 & t = 65 - 84 \\ 1 & t = 85 - 90 \end{cases}$$

Para captar de forma más directa los efectos de este factor institucional podría resultar adecuado sustituir los valores unitarios de $DTER_t$ por alguna variable que nos informe sobre el porcentaje que los contratos a término suponen sobre el total. A tal efecto se ha elaborado la variable $FEMP_t$, definida como el cociente entre los contratos de fomento del empleo con duración determinada y el total de contratos registrados.

En la medida en que estos contratos hayan contribuido a flexibilizar la estructura salarial industrial, los coeficientes de ambas variables deben ser positivos.

Para valorar los efectos del S.M.I. sobre la magnitud de las diferencias salariales se ha construido la variable $TRSM_t$. Esta variable se define como la diferencia entre la tasa de crecimiento interanual del S.M.I (ponderado según número de meses en vigor) y la tasa de crecimiento interanual del salario medio del conjunto de la industria. Según lo expuesto previamente el signo asociado a esta variable ha de ser negativo.

4.2. Los Resultados (I).

En el presente apartado se presentan los resultados obtenidos para la muestra de siete sectores. El modelo estimado toma la forma siguiente:

$$CV2_t = \alpha_0 + \alpha_1 IPN_t + \alpha_2 IE_t + \alpha_3 \begin{Bmatrix} \dot{P}T_t \\ U_t \\ \dot{U}_{t-1} \end{Bmatrix} + \alpha_4 \dot{P}_t + \alpha_5 \dot{P}_t^2 + \\ + \alpha_6 D76_t + \alpha_7 DNEG_t + \alpha_8 \begin{Bmatrix} DTER_t \\ FEMPT_t \end{Bmatrix} + \alpha_9 TRSM_t + \varepsilon_t$$

Mediante la estimación del modelo por medio de mínimos cuadrados ordinarios se han detectado algunos problemas de correlación serial en los residuos. El estudio de los mismos ha aconsejado la introducción en las estimaciones de un esquema de medias móviles de orden uno -MA(1)-. Los principales resultados y estadísticos se recogen en la tabla 2. Estos resultados son satisfactorios, tanto desde el punto de vista económico como desde el estadístico.

En las tres versiones estimadas el coeficiente de determinación ajustado es elevado. Este hecho supone que, en el mejor de los casos, más del 95% de la variabilidad de la dispersión salarial interindustrial se explica en función de variables de carácter estructural, cíclico e institucional.

Todas las variables resultan significativas a los niveles convencionales y presentan los signos adecuados, salvo el índice de estructura del empleo. La falta de significación del índice de estructura del empleo (IE_t) no resulta sorprendente si tenemos en cuenta que, al nivel de desagregación sectorial utilizado, su evolución ha sido prácticamente constante a lo largo del periodo. Por el contrario, el índice de dispersión de la productividad normal (IPN_t) se ha manifestado claramente significativo en todas las versiones del modelo, lo que viene a corroborar la importancia de esta variable estructural a la hora de explicar la evolución de las diferencias salariales.

En cuanto a la respuesta de la dispersión salarial respecto a los ciclos de la economía, vuelve a manifestarse, al igual que en los estudios previos, un comportamiento contracíclico. Así lo pone de manifiesto el signo negativo del coeficiente de la tasa de variación del P.I.B. real industrial ($P'I_t$) en la primera versión de la tabla 2.

Las estimaciones realizadas con la inversa de la tasa de paro han planteado algunos problemas econométricos, debido al alto grado de colinealidad existente entre esta variable y la variable tendencial IPN_t .¹² Se ha optado, por tanto, por no incluir dicha variable en las estimaciones.

Los mejores resultados se han obtenido incluyendo en la estimación la tasa de crecimiento de la tasa de paro del periodo (\dot{U}_t) y desfasada (\dot{U}_{t-1}) -versiones 2 y 3 de la tabla 2-. El signo asociado a esta variable es positivo, lo que indica que la dispersión salarial aumenta en los periodos contractivos, en los que la economía registra una aceleración del desempleo.

Los parámetros estimados para la tasa de variación de los precios corroboran la hipótesis formulada previamente, según la cual la relación que liga esta variable con la dispersión salarial tiene forma cuadrática. Así pues, las diferencias salariales han aumentado a medida que lo ha hecho el nivel general de precios; dicho aumento, no obstante, se ha moderado en presencia de altas tasas de inflación.

En cuanto a las variables institucionales, la significación y signo de $D76_t$ ponen de nuevo de manifiesto, al igual que en los estudios previos, la fuerte reducción de la dispersión salarial tras el cambio político.

La variable ficticia incluida para controlar los efectos de la etapa de negociación centralizada ($DNEG_t$) también resulta claramente significativa. Su signo negativo evidencia la importancia que esta clase de negociación ha ejercido como reductora de la dispersión salarial.

En cuanto a los efectos que la generalización de los contratos de trabajo a término sobre la dispersión salarial, los resultados obtenidos también se adaptan a lo previsto. La variable artificial que controla estos efectos ($DTER_t$) es significativa y presenta signo positivo. Así pues, la generalización de este tipo de contratos laborales ha contribuido al aumento las diferencias salariales. En la versión 3 la variable $DTER_t$ ha sido reemplazada por la variable $FEMPT_t$. De nuevo el signo positivo de su coeficiente pone en evidencia el fenómeno anterior.

Por su parte, el signo asociado a la variable $TRSM_t$ corrobora los presuntos efectos reductores de la dispersión salarial debidos a la evolución *relativa* del S.M.I.

TABLA 2.- Resultados (primera muestra).

Versión 1

$$CV2_t = 193,02 + 0,136 IPN_t - 4,358 PT_t + 12,58 P_t - 42,80 P_t^2 - 184,49 D76_t - 94,23 DNEG_t + 59,26 DTER_t - 3,613 TRSM_t$$

(2,49) (-2,96) (2,46) (-2,26) (-4,60) (-5,39)
(2,93) (-3,07)

$$\omega_{it} = 0,93 \quad D.W. = 2,20 \quad n = 24 \quad JB^b = 0,47 (5,99)$$

$$S.E. = 19,52 \quad F = 27,72 \quad Q(5)^a = 6,54 (9,49) \quad ARCH(5)^c = 3,99 (9,49)$$

Versión 2

$$CV2_t = 123,30 + 0,200 IPN_t + 0,70 U_t + 0,63 U_{t-1} + 12,41 P_t - 45,38 P_t^2 - 197,46 D76_t - 80,54 DNEG_t + 58,67 DTER_t - 3,33 TRSM_t$$

(4,70) (3,93) (2,84) (3,11) (-3,14) (-6,28)
(-5,70) (3,59) (-3,65)

$$\bar{R}^2 = 0,95 \quad D.W. = 1,95 \quad n = 24 \quad JB = 0,38 (5,99)$$

$$S.E. = 15,48 \quad F = 41,10 \quad Q(5) = 6,63 (9,49) \quad ARCH(5) = 2,57 (9,49)$$

Versión 3

$$CV2_t = 116,43 + 0,199 IPN_t + 0,71 U_t + 0,71 U_{t-1} + 12,21 P_t - 43,69 P_t^2 - 209,65 D76_t - 74,15 DNEG_t + 2,63 FEMPT_t - 3,19 TRSM_t$$

(4,69) (4,02) (3,18) (3,07) (-3,04) (-6,83)
(-5,16) (3,98) (-3,67)

$$\bar{R}^2 = 0,95 \quad D.W. = 2,06 \quad n = 24 \quad JB = 0,37 (5,99)$$

$$S.E. = 15,17 \quad F = 42,81 \quad Q(5) = 4,14 (9,49) \quad ARCH(5) = 8,16 (9,49)$$

* Todas las ecuaciones han sido estimadas aplicando un esquema de medias móviles de orden uno -MA(1)-

* Entre paréntesis, bajo los coeficientes estimados, t-estadísticos

^a Estadístico Q de Box-Pierce para 5 desfases; entre paréntesis valor máximo que puede tomar con una probabilidad del 95%

^b Estadístico de normalidad de Jarque-Bera; entre paréntesis valor máximo que puede tomar con una probabilidad del 95%

^c Estadístico ARCH de heteroscedasticidad (con 5 desfases); entre paréntesis valor máximo que puede tomar con una probabilidad del 95%

4.3. Los Resultados (II).

A continuación se ofrecen los principales resultados obtenidos con la muestra de 72 sectores:

CV2,	=	-223,9	+	0,103 IPN, (8,90)	+	1,090 IE, (2,18)				
\bar{R}^2	=	0,88	D.W.	=	1,92	n =	13	JB =	0,56 (5,99)	
S.E.	=	38,37	F =	42,25	Q(5)	=	2,46 (9,49)	ARCH(5)	=	6,18 (9,49)

* Método de estimación: Mínimos Cuadrados Ordinarios.

* Interpretación de los estadísticos: Véase tabla 2.

Debe señalarse que el ámbito temporal de la muestra (13 años) resulta, desgraciadamente, demasiado corto para estimar el modelo completo con un número prudencial de grados de libertad. Además, a este nivel de desagregación, las variables de carácter estructural se han mostrado «extraordinariamente potentes» desplazando prácticamente a la totalidad de las variables de carácter cíclico e institucional. Esto, más que restar importancia a las otras dos clases de variables, parece indicar que, con una muestra de tan pocos años es muy difícil captar cambios cíclicos; y lo mismo podría decirse de las variaciones institucionales, que casi nunca son cambios bruscos y rápidos, sino más o menos diluidos en el tiempo.

Los resultados más significativos se han obtenido al incluir *exclusivamente* las variables estructurales en la estimación y son los siguientes:

El índice IPN, toma un valor ligeramente inferior al obtenido en las estimaciones previas, presentando, no obstante, una significación individual muy superior con este grado de desagregación sectorial. Al contrario que en los casos anteriores, la variable IE, se muestra ahora significativa, presentando un coeficiente próximo a la unidad. Parece razonable que al aumentar el grado de desagregación la estructura del empleo, que mide precisamente esta diversificación, resulte más significativa.

Resulta interesante observar que el coeficiente de determinación ajustado toma un valor de 0,88. Este hecho supone que, tomando un nivel de desagregación sectorial suficientemente amplio, las dos variables de estructurales resultan sumamente significativas, explicando de forma conjunta el 88% de la variabilidad de las diferencias salariales interindustriales.

Al incluir en las estimaciones los otros dos grupos de variables, los resultados son en general poco satisfactorios.

Así pues, se comprueba que la dispersión salarial interindustrial está estrechamente relacionada tanto con la dispersión de la productividad como con la estructura del empleo industrial y que, en las estimaciones previas, la falta de significación de esta variable estaba motivada simplemente por el grado de agregación sectorial considerado.

5. Conclusiones

En esta investigación se ha intentado ofrecer un estudio lo más completo y actualizado posible sobre la evolución de las diferencias salariales interindustriales.

En primer lugar, se ha hecho una breve revisión de los estudios más relevantes sobre el tema. De esta forma se ha detectado que la investigación sobre la estructura salarial interindustrial en España presenta dos deficiencias: la falta de estudios que contemplen explícitamente la década de los ochenta y la inexistencia de una hipótesis explicativa que recoja simultáneamente la influencia sobre la dispersión salarial de los elementos *estructurales*, *cíclicas* e *institucionales*. Dicha hipótesis se ha contrastado utilizando dos muestras distintas: una con un alto grado de desagregación (setenta y dos sectores industriales) que vale tan sólo para los años 1978-90; y otra mucho más agregada (tan sólo siete sectores) que, sin embargo, se extiende desde 1965 hasta 1990.

Los principales resultados obtenidos de las estimaciones han sido los siguientes:

En primer lugar, hay que destacar que los tres grupos de elementos explicativos resultan significativos y relevantes. Esto contrasta con los estudios anteriores sobre el tema en los que o bien las variables estructurales eran dominantes -Lorences (1986)- o bien lo eran las cíclicas -Malo de Molina (1983)-. El presente trabajo muestra, de acuerdo con la intuición, que tanto unas como otras son importantes. Ello se debe básicamente al uso de una muestra temporal suficientemente amplia, y a la «normalización» de las medidas de productividad. Por

otra parte, al disponer de un grado de desagregación mayor que los estudios anteriores, se ha podido captar la influencia de variables estructurales, tales como la estructura del empleo, que antes no habían resultado relevantes.

Y, en segundo lugar, se ha puesto de manifiesto la influencia de factores institucionales tales como la concertación social, las variaciones del Salario Mínimo Interprofesional (S.M.I.) y los contratos laborales a término sobre la dispersión interindustrial de salarios. Se ha visto que la existencia de concertación social reduce la dispersión salarial entre industrias; que la introducción de los contratos a término ha tendido a aumentar la dispersión; y que un crecimiento «excesivo» del S.M.I. (esto es, cuando el S.M.I. crece más rápidamente que el salario medio interindustrial) hace que las diferencias salariales se acorten. La razón de esto estriba en que el S.M.I. actúa como amortiguador de las oscilaciones salariales en los sectores de salarios bajos, y hace que el peso del ajuste en estos sectores recaiga sobre la tasa de desempleo.

APÉNDICE. Fuentes estadísticas y variables utilizadas

En este apéndice presentamos información adicional a la ya ofrecida en el texto sobre las fuentes estadísticas y sobre la elaboración de las variables utilizadas en este trabajo.

Gran parte de los datos empleados, con desagregación por sectores industriales, proceden de la Encuesta Industrial (EI). La razón de esto es que esta fuente estadística nos ofrece una información que «se caracteriza por ser completa, homogénea y coherente».¹³

A pesar de ello, ceñirse exclusivamente a la información sectorial que nos ofrece la EI plantea dos limitaciones prácticas:

La primera limitación es de carácter temporal. La EI (en el momento de elaboración del artículo) proporciona información para el periodo 1978 -1990. En general, este periodo es suficientemente representativo para el estudio de la evolución reciente de las diferencias salariales interindustriales. No obstante, resulta insuficiente si nos remontamos al año 1965 con el fin de disponer de un periodo de tiempo suficientemente amplio que nos permita observar adecuadamente las influencias cíclicas e institucionales sobre la dispersión salarial interindustrial. En este caso ha sido necesario utilizar fuentes estadísticas distintas a la EI para los primeros años del período.

La segunda limitación se refiere al número de variables sobre las que la EI ofrece información. Aunque esta encuesta constituye la información cifrada más importante sobre la industria existente hoy en España sigue planteando algunas limitaciones informativas. La principal deficiencia es, posiblemente, la ausencia de datos sobre precios de producción por sectores. Este hecho nos obliga a recurrir a fuentes estadísticas alternativas cuando pretendemos trabajar con series de producción sectorial valoradas a precios constantes.

A.1.- Período 1978-1990 (Muestra de 72 sectores)

Número de ocupados en la rama industrial i , año t (n_{it}): Esta variable se ha obtenido directamente en la EI.

Salario medio por ocupado en la rama industrial i , año t (ω_{it}): Se ha elaborado como cociente entre la serie de *sueldos y salarios* y la correspondiente serie de *personas ocupadas*, ambas procedentes de la EI.

Productividad media del trabajo valorada en pesetas constantes en la rama industrial i , año t ($PMEL_{it}$): Se elabora como cociente entre las series de *producción bruta al coste de factores medidas en pesetas constantes de 1980* y las respectivas series de *personas ocupadas*.

Puesto que las series de producción bruta al coste de factores que facilita la EI están medidas en millones de pesetas corrientes, para obtener series reales se ha procedido a deflactar por el correspondiente Índice de Precios Industriales (IPRI-base 74). Este índice de precios se ha reescalado de forma que valga la unidad para todas los sectores industriales en el año 1980.

Procediendo de esta forma es posible encontrar deflatores homogéneos para 72 de los 90 sectores de la EI de la siguiente forma: En los casos en que hay correspondencia entre la desagregación sectorial del IPRI y la de la EI (57 sectores) se utiliza como deflactor el dato del IPRI. Y en los casos en que el grado de desagregación del IPRI es superior al de la EI (15 sectores) se ha calculado un deflactor homogéneo con la clasificación de la EI mediante la aplicación de medias ponderadas a los datos del IPRI.

A.2.- Período 1965-1990 (Muestra de 7 sectores)

Para la elaboración de las series de Número de ocupados (n_{it}) y de Salario medio por ocupado (ω_{it}) se ha procedido de la siguiente forma:

Para el período 1965-1981 se han utilizado las series sobre población ocupada y sobre salarios medios por persona ocupada obtenidas por Lorences (1986 pp. 73-100) para una desagregación industrial de siete sectores. A partir de 1981 se utilizó los datos provenientes de la EI, de acuerdo con lo expuesto en el apartado anterior.

La homogeneización entre ambas clasificaciones industriales (la de siete sectores empleada por Lorences y la ofrecida por la EI) no plantea serios problemas prácticos. Para evitar los saltos que se producen en el punto de enlace (1981) se han continuado las series de Lorences aplicando tasas de crecimiento obtenidas a partir de los datos de la EI.

En cuanto a las series de Producción bruta al coste de factores en términos reales hemos utilizado el método sugerido por Lorences para todos los años del período 1965-1990. Este método consiste en tomar como referencia los datos de producción por industrias a precios corrientes facilitados en la Contabilidad Nacional del año 1972. Las series reales de producción se obtienen, entonces, aplicando los datos del Índice de Producción Industrial (base 1972) a los valores de producción del año de referencia.

A.3. Variables comunes para ambas muestras

Tasa de paro relativo industrial (U_i): Para su elaboración se han empleado datos sobre paro registrado y una aproximación de la población activa industrial obtenida como suma del paro registrado industrial y el número de ocupados industriales durante el año correspondiente.

Nivel general de precios (P_i): Medido a través del Índice de Precios al Consumo.

Contratos laborales a término: Existen algunas dificultades estadísticas para encontrar una buena medida que nos informe sobre el peso que suponen los trabajadores con contratos a término sobre el total de empleados. La Encuesta de Población Activa ofrece una buena información al respecto pero solamente a partir del segundo trimestre de 1987. Para encontrar una medida del fenómeno que cubra, al menos, el período 1985-1990 se han utilizado los datos sobre contratos registrados en el INEM según principales características. Los datos empleados se han obtenido en el Boletín de Estadísticas Laborales publicado por el Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.

Salario Mínimo Interprofesional (SMI): Para su elaboración se han tenido en cuenta los mínimos salariales mensuales para trabajadores de 18 y más años. En los casos

en que un mismo año presente dos o más mínimos salariales se ha procedido a calcular el salario mínimo del año como media ponderada, según en número de meses en vigor, de los diferentes mínimos salariales.

NOTAS:

(1) Evidentemente en el año $t=0$, debe cumplirse que $CV2_t = IE_t$.

(2) Dado que la productividad marginal es una variable que no puede ser observada directamente, podemos aproximarla a través de la productividad media del trabajo (PMeL), de forma que:

$$\omega_{it} \approx \alpha PMeL_{it}$$

donde $PMeL_{it}$ se define como el cociente entre la producción total del sector i -ésimo en el año t a precios constantes y el número de ocupados de dicho sector en ese año, es decir:

$$PMeL_{it} = \frac{PT_{it}}{n_{it}}$$

A este respecto puede verse: LORENCES (1986 pp. 52 y ss.)

(3) En OI, W.Y. (1983), se desarrolla un análisis teórico para aquellos casos en que el trabajo no se comporta como un factor perfectamente variable.

(4) Según MATE GARCIA, J.J. (1992 p. 44), incluso después de 1984 y, «... salvo para colectivos específicos, los contratos de trabajo se suponen indefinidos y únicamente pueden extinguirse por causas objetivas...»

(5) Según MALO DE MOLINA (1985 p. 254), «la conducta óptima del empresario no es la de ajustar instantáneamente el empleo al nivel deseado, sino la de distribuir a lo largo del tiempo el ajuste.»

(6) El período cíclico considerado para el cálculo de las medias móviles ha sido de cinco años, es decir:

$$PMeL_{i,t+2} = \frac{PMeL_{i,t} + \dots + PMeL_{i,t+4}}{5}$$

(7) Según la hipótesis de Bronfenbrenner y Holzman, la relación dispersión salarial - inflación puede llegar incluso a invertirse si a partir de un cierto valor crítico (máximo de la función cuadrática) la tasa de inflación sigue aumentando.

(8) Al respecto pueden consultarse: ALBA RAMÍREZ, A. (1992) y JIMENO SERRANO, J.F. y TOHARIA, L. (1992).

(9) Una discusión sobre el tema puede consultarse en MALO DE MOLINA J.L. (1982 p. 61).

(10) La E.I. ofrece información para 89 sectores, (90 si incluimos la construcción); no obstante, las series de producción real de cada sector se obtienen ponderando por los índices de precios industriales las correspondientes series nominales. Estos índices de precios no están disponibles para 17 de los 89 sectores de la E.I.

(11) La justificación teórica de porqué el coeficiente de variación de los salarios y la tasa de paro se relacionan a través de una función hiperbólica se justifica por el autor como sigue: las diferencias salariales presentan un comportamiento contracíclico y, puesto que el paro de un cierto sector industrial se relaciona inversamente con su demanda, una mayor tasa de desempleo supondrá un aumento de las diferencias salariales. No obstante, y en palabras de Wachter, «... con un alto nivel de desempleo la dispersión salarial se vuelve relativamente menos sensible frente a nuevos aumentos del paro. Esto puede deberse, por ejemplo, a la caída del poder sindical durante los periodos de alto desempleo.» A pesar de ello, los resultados empíricos obtenidos por Wachter no se ven alterados por la forma funcional en que se incluya la tasa de paro.

(12) Según LORENCES (1986 p. 61), esta variable ($1/U_t$) tiene una fuerte tendencia, de forma que, más que una variable cíclica, parece una variable tendencial (estructural de acuerdo con nuestra terminología) que podría, por tanto, estar suplantando a la genuina variable tendencial: el índice de dispersión de la productividad. Incluso utilizando el índice de dispersión de la productividad normal, en vez del actual el coeficiente de correlación entre IPN y $1/U_t$, supera el valor 0,85. No obstante, y al contrario que en el modelo de Lorences, la tasa de variación de los precios no ha originado problemas al ser incluida junto al índice IPN.

(13) MARTÍNEZ ALVARUIZ, M. (1985 pp. 49-58)

BIBLIOGRAFÍA:

- ALBA RAMÍREZ, A. (1992): *El Empleo Asalariado en España desde 1987 hasta 1991: Especial Referencia al Tipo de Contrato*, Documento de Trabajo 92-04, Universidad Carlos III, Madrid.
- ALBARRACÍN, J. (1985): "La Encuesta Industrial y la Industria Española", *Economía Industrial*, septiembre-octubre, ps. 69-84.
- ANDRÉS, J. y GARCÍA, J. (1991): *Wage Determination in the Spanish Industry*, Economics Working Paper 4, June 1991, Universitat Pompeu Fabra.
- ARGANDOÑA, A. y GARCÍA-DURÁN, J.A. (1992): *Macroeconomía Española: Hechos e Ideas*, McGraw-Hill.
- BRONFENBRENNER, M. y HOLZMAN, F. (1965): "A Survey of Inflation Theory", *Surveys of Economic Theory*, Vol. I, New York, ps. 46-101.
- BUESA, M. y MOLERO, J. (1988): *Estructura Industrial de España*, Colección PAIDEIA, Fondo de Cultura Económica.
- DOLADO, J.J. y MALO DE MOLINA, J.L. (1985): "Desempleo y Rigidez del Mercado de Trabajo en España", *Boletín Económico del Banco de España*, septiembre, ps. 22-40.
- GARCÍA PEREA, P. (1990): "Evolución de la Estructura Salarial Española desde 1963", *Estudios de economía del trabajo en España, III. El problema del paro*, S. Bentolilla y L. Toharia, eds., Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid. p. 1289-1326.
- JIMENO SERRANO, J.F. (1992a): "The Degree of Centralization of Collective Bargaining, The Inflation Unemployment Trade-Off and Microeconomic Efficiency Revisited", *Fundación de Estudios de Economía Aplicada (F.E.D.E.A.)*, Documento de Trabajo 92-02, Madrid.
- JIMENO SERRANO, J.F. y TOHARIA, L. (1992): "Productivity and Wage Effects of Fixed-Term Employment: Evidence from Spain", *Fundación de Estudios de Economía Aplicada (F.E.D.E.A.)*, Documento de Trabajo 92-11, Madrid.
- LORENCES, J. (1986): *El Comportamiento de las Diferencias Salariales en la Industria Española (1965-1981)*, Universidad de Oviedo, Servicio de Publicaciones.
- LORENTE, J.R. (1990): "Negociación Colectiva y Empleo en España", *Estudios de Economía del Trabajo en España, III. El Problema del Paro*, S. Bentolilla y L. Toharia, eds., Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid. ps. 711-735.

MALO DE MOLINA J.L. (1982): "La Estructura Salarial Española por Ramas de Actividad durante el Período 1963 - 1975", *El Mercado de Trabajo en España*, Secretaría General Técnica del Ministerio de Economía y Comercio, Libros, Serie Economía Española Vol.4, Madrid, ps. 57-96.

MALO DE MOLINA, J.L. (1983): *¿Rigidez o Flexibilidad del Mercado de Trabajo? La Experiencia Española durante la Crisis*, Servicio de Estudio del Banco de España, Estudios Económicos, nº 34, Madrid.

MALO DE MOLINA, J.L. (1986): "Reflexiones sobre el Desempleo", *Papeles de economía Española*, nº 26, ps. 250-263.

MARTÍNEZ ALVARUIZ, M. (1985): "Algunos Aspectos de la Encuesta Industrial: Informantes y Utilizadores". *Economía Industrial*, septiembre-octubre, ps. 49-58

MATE GARCIA, J.J. (1992): *Demanda, Oferta y Ajustes Salariales en el Mercado de Trabajo Español: Un modelo para los años 1964-1988*, Tesis Doctoral, Valladolid, 1992.

MEIXIDE, A. (1983): "Factores Explicativos de la Estructura Salarial Interindustrial: Una Aproximación al Caso Español", *Investigaciones Económicas*, Nº 22, Septiembre-Diciembre, ps. 23-47

OI, W.Y. (1983): "The fixed Employment Cost of Specialized Labor", *The measurement of Labor Cost*, J.E. Triplett eds., The University of Chicago Press.

OLANO REY, A. (1989): "La Negociación Colectiva. (Antes y Después de la Concertación Social)", *Economistas*, nº 37, año VII, Abril-Mayo, ps. 6-11.

PÉREZ DOMÍNGUEZ, C. (1993): *La Evolución Reciente de las Diferencias Salariales Interindustriales e Interregionales en España: (1978-1990)*, Tesis Doctoral, Valladolid.

REDER, M.W. (1955): "The Theory Occupational Wage Differentials", *American Economic Review*, diciembre, nº 45, ps .833-852.

REYNOLDS, L.G. Y TAFT, C.H. (1956): *The Evolution of Wage Structure*, New Haven, Yale University Press.

SEGURA, J. et. al. (1989): *La Industria Española en Crisis (1978/1984)*, Alianza Economía y Finanzas.

WACHTER, M.L. (1970): "Cyclical Variation in the Interindustry Wage Structure", *American Economic Review*, nº 60, marzo, ps. 75-84.