

## DISPERSION INTERPROVINCIAL DE LOS SALARIOS EN ESPAÑA

1964-1985

Raquel A. PLAZA ACERO

En esta comunicación se describe la evolución de la dispersión salarial interprovincial en el periodo 1964-1985 (1), y se realiza un análisis explicativo de la misma.

Como puede observarse en el gráfico 1 las diferencias de salarios medios entre las provincias se han reducido. Vamos a explicar esta trayectoria a través de variables tendenciales, institucionales y cíclicas. Nos centraremos en estos tres tipos de variables siguiendo un esquema similar al que ha utilizado J. Lorences (2) en la explicación de la dispersión salarial a escala interindustrial.

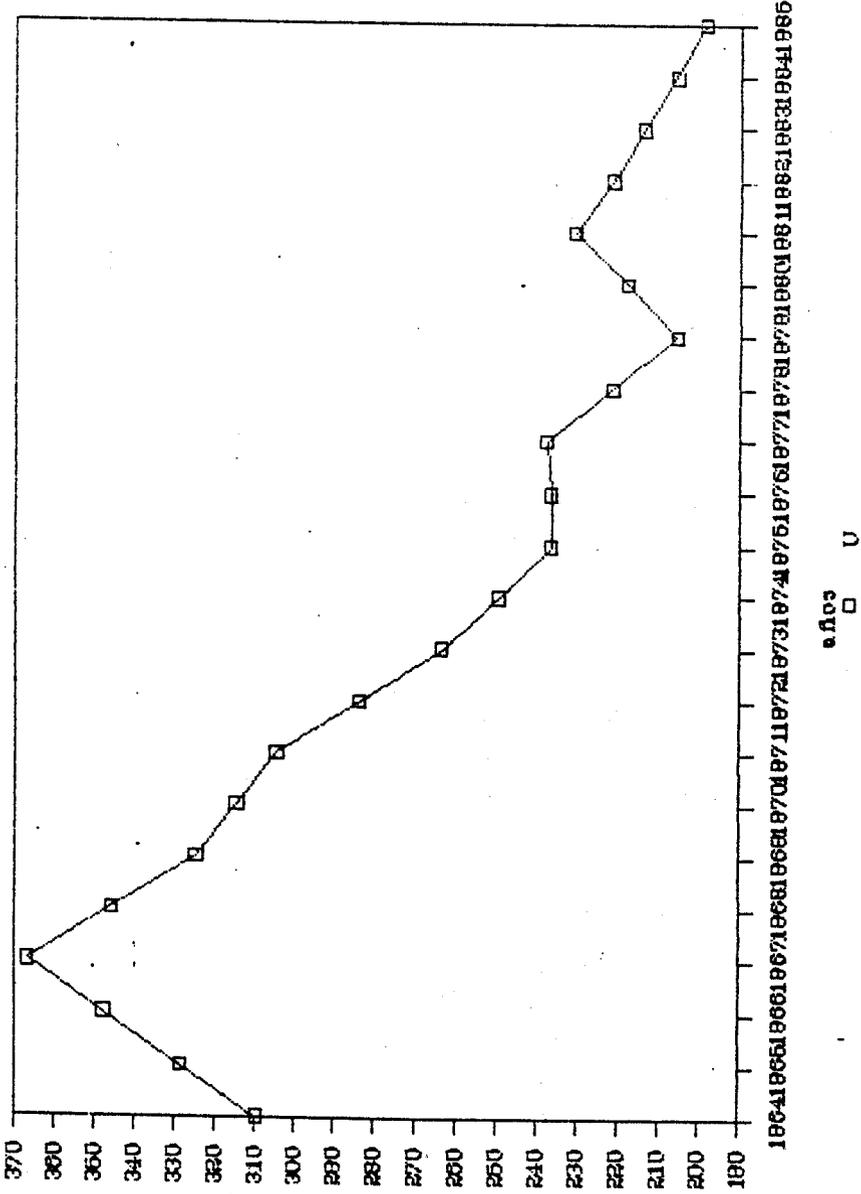
Los resultados que se obtienen ahora son, sin embargo, completamente diferentes. En concreto, en la explicación de la evolución de la dispersión salarial a escala interindustrial la variable institucional desempeña un papel muy importante, mientras que, como veremos, esta variable no es relevante para explicar la marcha de la dispersión salarial a escala interprovincial.

-----

(1) Se elige el año 1964 de comienzo para poder establecer comparaciones con los trabajos precedentes que están en la misma línea de investigación. Se toma como año final 1985 porque es el último del que existen datos disponibles.

GRAFICO 1

*dispersion salarial interprovincial*



Fuente: Cuadro 1

En el trabajo que sigue se proponen tres hipótesis alternativas y se contrastan. Finalmente se exponen los resultados derivados de las estimaciones.

La primera hipótesis postula que el comportamiento de las diferencias salariales puede ser explicado por variables tendenciales. Formalmente podría expresarse de la siguiente manera:

$$H1: CV = f ( VT )$$

Esta hipótesis supondría implícitamente que el mercado de trabajo es poco sensible a las fuerzas cíclicas porque existen muchas rigideces institucionales en el mismo.

Vamos a definir cada una de las variables y el tipo de relación que esperamos encontrar entre ellas.

CV representa la dispersión salarial interprovincial medida a través del cuadrado del coeficiente de variación de los salarios. ( Cuadro 1 y Grafico 1 )

-----

(2) LORENCE, J.- " El comportamiento de las diferencias salariales en la industrias española, 1965-1981 ".  
Universidad de Oviedo. Servicio de Publicaciones, 1986.

$$CV_t = \text{Var}(w_t) / (\overline{wm}_t)^2$$

En esta expresión,  $\text{Var}(w_t)$  es la varianza de la distribución de los salarios medios anuales clasificados por provincias para el año "t". Es decir,

$$\text{var}(w_t) = \frac{\sum_{i=1}^{50} (wm_{it} - \overline{wm}_t)^2 a_{it}}{a_t}$$

donde

$$\overline{wm}_t = \frac{\sum_{i=1}^{50} a_{it} \cdot wm_{it}}{a_t}$$

$$a_t = \sum_{i=1}^{50} a_{it}$$

$wm_{it}$  es el salario medio anual en la provincia "i" en el año "t".

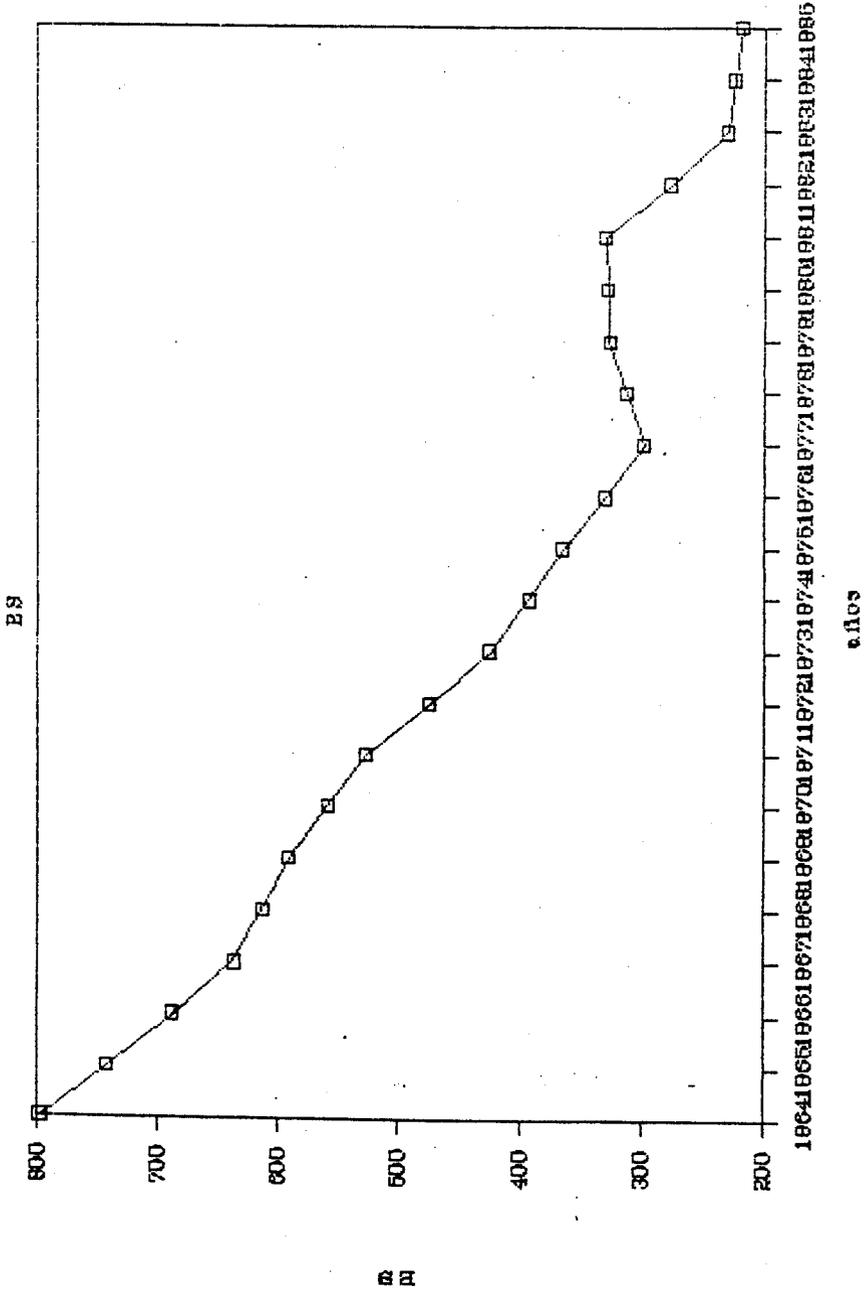
$a_{it}$  es el número de empleos asalariados en la provincia "i" en el año "t".

VT representa las variables tendenciales. Vamos a utilizar dos variables: ES y EP.

ES mide la dispersión de la estructura del empleo. (Cuadro 1 y Gráfico 2). Se define:

GRAFICO 2

*dispersion de la estructura del empleo*



Fuente: cuadro 1

$$ES = \frac{\sum_{i=1}^{50} (EE_{it} - \bar{EE}_t)^2 (n_i/n)}{(\bar{EE}_t)^2}$$

donde

$$EE_{it} = \frac{\bar{WA} * NA_{it} + \bar{WI} * NI_{it} + \bar{WS} * NS_{it} + \bar{WP} * NP_{it}}{NA_{it} + NI_{it} + NS_{it} + NP_{it}}$$

siendo

$\bar{WA}$  el salario medio anual en la nación en la agricultura en el año 1973.

$\bar{WI}$  idem en la industria

$\bar{WS}$  idem en los servicios

$\bar{WP}$  idem en la pesca.

$NA_{it}$  los asalariados en la agricultura en la provincia  $i$  en el año  $t$ .

$NI_{it}$  idem en la industria.

$NS_{it}$  idem en los servicios.

$NP_{it}$  idem en la pesca.

$N_i$  los asalariados totales en la provincia  $i$  en el año 73

$n$  los asalariados totales en la nación en el año 73.

$\bar{EE}_t$  es la media de  $EE_{it}$

Así pues,  $ES$  mide la evolución de la dispersión de la estructura del empleo asalariado entre las distintas provincias. ( Se elige el año 1973 como punto de referencia,

por estar en el centro de la distribución).

Se introduce esta variable porque en los trabajos empíricos sobre los determinantes de las diferencias salariales interprovinciales desde el punto de vista cross-section ( C. Rodríguez Gutierrez , 1987 ) se demuestra que la estructura del empleo de las provincias es un factor explicativo fundamental.

Por tanto, si en un momento del tiempo , las diferencias salariales se deben en buena parte, a la diferente especialización productiva de las provincias , entonces la evolución de las diferencias de salarios también estará relacionada con la evolución de la dispersión de la estructura del empleo entre las provincias . ( En este caso concreto, se observa una aproximación de la estructura del empleo entre las provincias ).

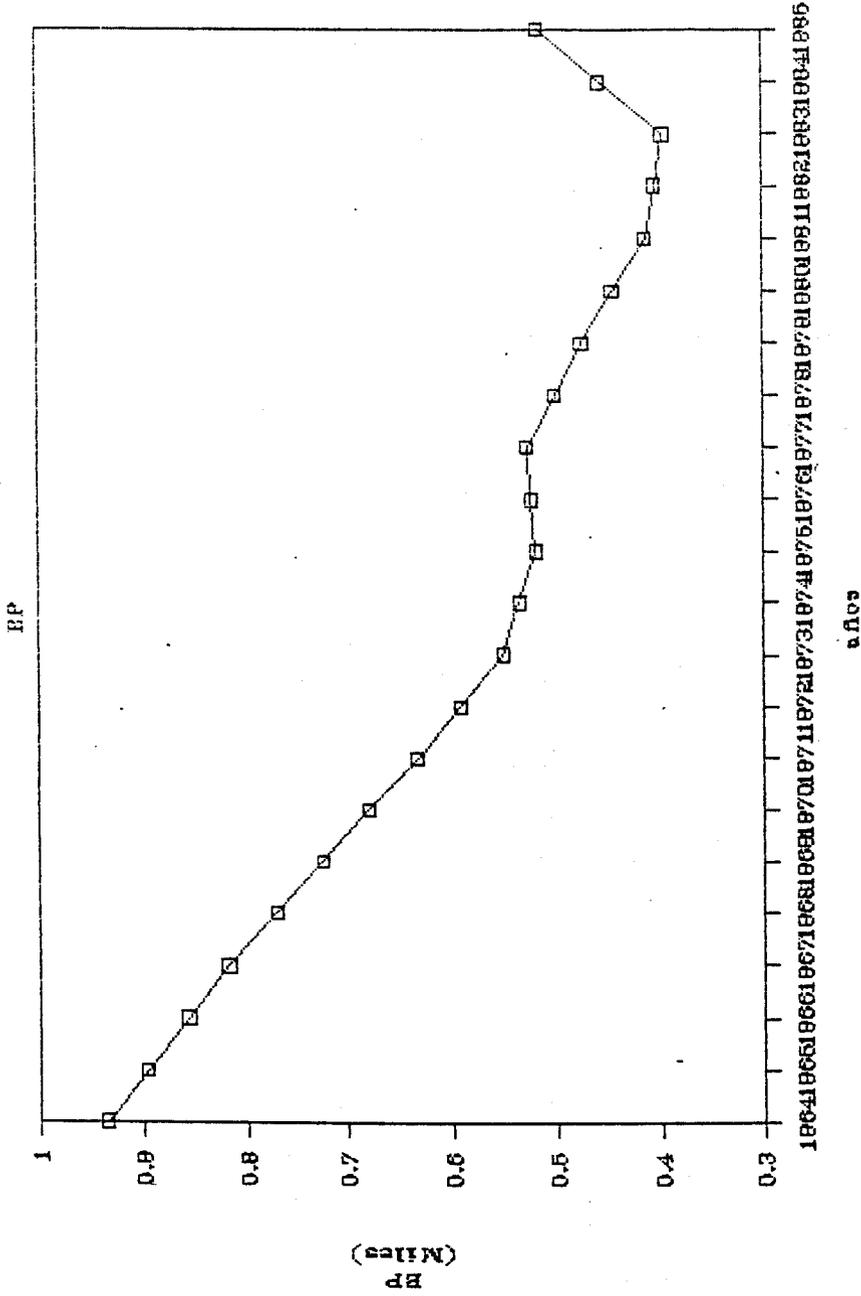
EP recoge la evolución de la dispersión de la productividad media entre las distintas provincias. ( Cuadro 1 y Grafico 3). Se define:

$$EP = \sum_{i=1}^{50} ( m_i / m ) * ( ( p_{it} / p_t ) - 1 )^2$$

$$p_{it} = y_{it} / m_{it}$$

GRAFICO 3

# estructura de la productividad



Fuente: Cuadro 1

$$m_t = \sum_{i=1}^{50} m_{it}$$

$$P_t = \sum_{i=1}^{50} \frac{P_{it} * m_{it}}{m_t}$$

$Y_{it}$  es el producto interior bruto ( al coste de los factores ) en la provincia  $i$  en el año  $t$ .

$m_{it}$  es la población ocupada en la provincia  $i$  en el año  $t$ .

(  $m_i / m$  ) es un coeficiente de ponderación fijo para cada provincia. Los valores  $m_i$  y  $m$  van referidos al año 1973.

Vamos a intentar justificar porqué empleamos esta variable.

Se supone que el salario medio por asalariado en la provincia  $i$  guarda una relación fija con la productividad media por persona en esa provincia. Así, se puede escribir

$$w_{it} = a \cdot P_{it}$$

Este supuesto, que es bastante habitual en la literatura es difícil de justificar en términos microeconómicos muy rigurosos. A pesar de todo, parece razonable suponer una relación estable entre salarios y

productividad media. La razón de ello parece ser simplemente que las variaciones en la productividad media sigan aproximadamente la misma evolución que las de la productividad marginal.

Se espera encontrar, por tanto, una relación directa entre CV e EP

La segunda hipótesis establece que para explicar la dispersión salarial hay que atender a variables tendenciales y a la estructura institucional. Formalmente se expresa:

$$H2: CV = f (VT, VI)$$

Estos factores son los más significativos a la hora de explicar la evolución de las diferencias salariales interindustriales para el caso de la economía española en el periodo 1965-1981.

Con la variable institucional se intenta analizar si el cambio que sufrió la economía española en torno al año 1976, con la llegada de los sindicatos libres, afectó a la dispersión salarial a escala interprovincial.

La variable representativa de la estructura institucional es la variable binaria D76, que toma el valor 1 para los años 1976 y siguientes y 0 para los anteriores.

Si el coeficiente de regresión estimado es significativo

y negativo , querrá decir que el cambio institucional ha influido en la reducción de las diferencias salariales interprovinciales. Si fuera positivo , el significado sería el contrario .

Con respecto al tipo de relación esperada no puede decirse nada a priori. Si el cambio institucional tuviera el mismo efecto a escala interterritorial que a escala interindustrial, el signo de esta variable sería negativo.

Existe, por otra parte, la hipótesis sugerida por J. Lorences según la cual la actuación de los sindicatos habría ampliado la dispersión salarial interprovincial.

Para hacer esta afirmación se basa en el hecho de que el poder sindical es probablemente mayor en aquellas provincias donde hay mayor concentración de industrias de salarios altos ( industrias con mayor tradición en reivindicaciones sindicales, y donde además parece que predominan las grandes empresas).

Por tanto, puesto que los sindicatos más fuertes están situados en provincias de salarios altos, los efectos de los mismos a través de la negociación colectiva deberían ir en el sentido de ampliar el abanico salarial.

Las variables tendenciales son las ya descritas anteriormente.

La tercera hipótesis establece que en la evolución de

las diferencias salariales influyen variables tendenciales, de estructura institucional y cíclicas. Formalmente se expresa:

$$H3: CV = f ( VT, VI, VC )$$

La variable cíclica que se emplea es la tasa de paro.

Al introducir una variable cíclica suponemos que las diferencias salariales fluctúan según el nivel de la actividad económica.

Las variables cíclicas son utilizadas por Malo de Molina (3) para explicar la evolución de la dispersión salarial interindustrial en España, en un modelo que está inspirado en el de Wachter (4) para el caso de los Estados Unidos.

La traslación de la tesis de Wachter desde un enfoque interindustrial a un enfoque interterritorial puede hacerse de la siguiente forma:

-----

(3) MALO DE MOLINA, J.- "¿ Rigidez o flexibilidad del mercado de trabajo ?. La experiencia española durante la crisis." Banco de España. Madrid, 1983.

(4) WACHTER, M.L. - " Cyclical variation in the interindustry wage structure ". American Economic Review. Marzo , 1970.

Al aumentar la demanda agregada, disminuirá la tasa de paro y se acortarán las diferencias salariales entre las provincias. Puesto que en esta situación aumentarán más los salarios en las provincias de salarios bajos que en las provincias de salarios altos. Suponemos que las primeras serán las que tienen una estructura formada por empresas más competitivas, mientras que las provincias de salarios altos se espera que posean empresas con tamaño de planta mayor, oligopolistas, etc. Supone entonces que las empresas oligopolistas tienen salarios estables y las empresas más competitivas tienen salarios que fluctúan según el ciclo económico ( disminuyen mucho en épocas de paro elevado y aumentan mucho en épocas de mayores dificultades para contratar mano de obra ).

Uniendo este conjunto de supuestos tendríamos una relación directa entre CV y la tasa de paro ,U.

Ahora bien, de acuerdo con la tesis de Wachter, la sensibilidad de la dispersión salarial se hace cada vez menor a medida que las tasas de paro aumentan, por tanto, la relación entre CV y U sería aproximadamente hipérbolica. Introducimos esta variable en forma de  $1/U$ .

Una vez presentadas las hipótesis vamos a exponer los resultados de la estimación y las principales conclusiones (5).

Las hipótesis anteriores se pueden especificar de distintas formas, siguiendo los trabajos previos sobre este tema se estima una ecuación lineal en la que la variable dependiente es CV y las variables explicativas dependen de la hipótesis que se contrasta (6).

-----

(5) Los datos utilizados para la estimación son los contenidos en las publicaciones del Banco de Bilbao: " La Renta Nacional de España y su distribución provincial". Para el periodo 1964-1985 esta información es bienal ( con la excepción del periodo 1964- 1967, en la que es trienal ). Hemos utilizado una interpolación lineal para completar las series. La falta de datos anuales originales limita en parte el análisis.

(6) Mostramos sólo la especificación funcional que da mejores resultados. Hemos utilizado la técnica de Cochrane y Orcutt para corregir la autocorrelación de primer grado que aparece en las ecuaciones estimadas por mínimos cuadrados ordinarios.

Los resultados correspondientes a la primera hipótesis fueron:

$$CV_t = 88.75 + 0.22 ES_{t-1} + 0.12 EP_{t-1}$$

$$t: \quad (5.5) \quad (3.4) \quad (1.9)$$

$$\bar{R}^2 = 0.97$$

$$DW = 1.71$$

$$F = 210$$

$$\rho = 0.31 \quad t: 2.17$$

La estimación presenta buenos resultados en términos de los estadísticos  $t$  y  $\bar{R}^2$ . Además las variables explicativas resultan significativas a los niveles convencionales.

Los resultados correspondientes a la segunda hipótesis fueron:

$$CV_t = 70.74 + 0.26 ES_{t-1} + 0.11 EP_{t-1} + 11.15 D76$$

$$t: \quad (2.9) \quad (3.4) \quad (1.7) \quad (1.0)$$

$$\bar{R}^2 = 0.97$$

$$DW = 1.9$$

$$F = 161$$

$$\rho = 0.32 \quad t: 2.24$$

Señalaremos en primer lugar que las variables tendenciales ES y EP son las que tienen mayor capacidad explicativa .

En segundo lugar , la variable dummy no resulta significativa a los niveles convencionales. Este resultado contrasta con los hasta ahora obtenidos en el estudio de la dispersión interindustrial de salarios. En estos últimos la variable ficticia ( que también media el cambio institucional ) era muy significativa. Se concluía , por tanto, que la actuación sindical había cerrado el abanico salarial entre las distintas industrias.

Por otra parte, tampoco podemos aceptar ni rechazar la hipótesis sugerida por J. Lorences, según la cual a partir de 1976 se habrían ampliado las diferencias salariales entre las provincias. Tal vez el resultado fuera diferente si pudiesemos analizar la dispersión de los salarios de forma desagregada en las distintas ramas de actividad.

Los resultados correspondientes a la tercera hipótesis fueron:

$$CV_t = 69.27 + 0.27 ES_{t-1} + 0.12 EP_{t-1} - 7.0 (1/U)_{t-1} + 10 D76$$

$$t: \quad (2.3) \quad (2.8) \quad (1.7) \quad (-0.1) \quad (0.9)$$

$$\bar{R}^2 = 0.96$$

$$DW = 1.9$$

F= 120

rho= 0.33 t=1.95

Observamos en esta tercera hipótesis que la tasa de desempleo no resulta significativa, podemos decir en principio que la variable cíclica no es determinante de la evolución de la dispersión salarial.

Hacemos esta afirmación con cierta cautela debido a que la tasa de paro, tal vez, no sea la mejor medida de las oscilaciones cíclicas de la economía, puesto que tienen un fuerte componente tendencial.

Finalmente y como conclusión de las estimaciones precedentes, podemos señalar que las variables que mejor explican el comportamiento de las diferencias salariales interprovinciales en España durante el periodo considerado, son variables tendenciales. Los factores cíclicos e institucionales no resultan significativos.

En concreto, podemos decir que se ha producido una homogeneización de los salarios en el espacio debido a dos factores: el acercamiento que se ha dado en la estructura sectorial del empleo y la aproximación de las productividades medias entre las provincias.

Un resultado novedoso de esta investigación es la nula capacidad explicativa de la variable institucional. Ya mencionamos que en los trabajos que existen sobre la

evolución de la dispersión de salarios a escala interindustrial esta variable era fundamental en su explicación. Si bien hay que señalar que las variables ficticias desempeñan un papel confuso porque tienen un escaso contenido económico. Con este trabajo se cuestiona de nuevo el valor de estas variables.

CUADRO 1.

ANOS	CV	ES	EP	U
1964	310	799	936	1.46
1967	367	638	818	1.80
1969	325	592	726	1.40
1971	305	527	634	1.93
1973	264	427	552	2.69
1975	237	366	520	5.57
1977	238	299	528	6.08
1979	206	328	475	9.54
1981	231	331	414	14.6
1983	214	231	397	17.31
1985	199	219	517	21.9

Fuente : Elaboración propia a partir de las publicaciones " Renta Nacional de España y su distribución provincial ". Banco de Bilbao ( varios números ).

## BIBLIOGRAFIA

BANCO DE BILBAO, " La Renta Nacional de España y su distribución provincial ". ( Varios números ).

LORENCES, J.- " El comportamiento de las diferencias salariales en la industria española 1965-1981 ". Universidad de Oviedo. Servicio de Publicaciones, 1986.

MALO DE MOLINA, J.-" ¿ Rigidez y flexibilidad del mercado de trabajo ? . La experiencia española durante la crisis ". Madrid. Banco de España. 1983.

RODRIGUEZ GUTIERREZ, C.- " Los determinantes de las diferencias interprovinciales de salarios en España ". Tesis doctoral. Oviedo, sep 1987.

WACHTER, M.L.-" Cyclical variation in the interindustry wage structure ". American Economic Review. Marzo, 1970.