

# ANÁLISIS DEL COSTE DEL FACTOR TRABAJO EN ASTURIAS

Juan Prieto

Universidad de Oviedo

Aunque los salarios medios por hora en Asturias son superiores a la media nacional, esto puede deberse a que la mano de obra de esta región tenga una mayor cualificación media, a que el factor trabajo sea más caro o a la combinación de ambas causas. En este trabajo se pretende analizar los costes salariales en Asturias y comprobar, basándose en la teoría del capital humano, si las diferencias salariales existentes se explican por diferencias en las características productivas de los trabajadores de Asturias respecto del resto de España, o son consecuencia de unos mayores costes laborales. En definitiva, se trata de comprobar si el factor trabajo en Asturias recibe una retribución salarial superior a la que percibiría por término medio en el resto del territorio nacional. Para ello se ha utilizado la información contenida en la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC-91).

- *Palabras clave:* costes salariales, capital humano, mercado de trabajo asturiano.

## 1. INTRODUCCIÓN

Tal como muestra la Encuesta de Salarios en la Industria y los Servicios publicada trimestralmente por el Instituto Nacional de Estadística (INE), Asturias tiene uno de los costes por asalariado más altos de España. Asimismo, utilizando los datos de las tablas input-output para Asturias de 1990 y datos de las tablas input-output de España de 1989, ajustando las subidas salariales con la información de la Estadística de Convenios Colectivos del Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, el trabajo «Algunos Aspectos del Mercado de Trabajo en Asturias» (SADEI, 1995) muestra que el coste salarial era en 1990 en esta región un 6,54 por ciento superior a la media nacional, situándose la diferencia porcentual en los sueldos y salarios por trabajador por encima del 5 por ciento.

Sin embargo, esto no implica que el factor trabajo en Asturias sea más caro que en el resto de España. Para poder hacer este tipo de afirmación hay que comprobar si el salario de trabajadores de iguales características es superior en Asturias, así la mayor cualificación media de los asalariados asturianos podría justificar una parte importante de estas diferencias en el coste salarial, o si estas diferencias no responden a diferencias compensatorias de unas condiciones de trabajo o vida peores. Para intentar contrastar empíricamente esto, se ha utilizado la Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (ECBC-91), encuesta realizada por convenio entre el Instituto Nacional de Estadística, el Instituto de la Mujer y la Comunidad de Madrid. Esta encuesta contiene información sobre las características laborales y familiares de los individuos encuestados y de los salarios percibidos por aquéllos que se encontraban trabajando en el momento de realizarse la encuesta. Además, aunque tampoco está exenta de problemas<sup>1</sup>, la ECBC-91 es la base de datos microeconómica más reciente de que se dispone para la economía española, que permite estimar ecuaciones salariales.

En la siguiente sección se analiza desde un punto de vista teórico el origen de las diferencias salariales interregionales. Posteriormente, se exponen los modelos de contraste empírico utilizados en esta investigación y se presentan los resultados obtenidos. El trabajo finaliza con una sección donde se destacan las conclusiones más importantes del análisis empírico. Asimismo, se incluye un anexo donde se presentan brevemente las características de la ECBC-91 y un apéndice donde se muestran distintas tablas con datos descriptivos sobre la base de datos y las muestras utilizadas en las estimaciones.

## 2. LAS DIFERENCIAS SALARIALES INTERREGIONALES<sup>2</sup>

Dado que el marco institucional del mercado laboral español es el mismo en todas las comunidades autónomas y que la movilidad de la mano de obra entre las mismas no tiene ningún tipo de limitaciones, para que una determinada área geográfica tenga un factor trabajo caro en comparación con los salarios pagados en otras zonas tiene que haber mercados locales de trabajo no perfectamente competitivos.

En un contexto competitivo, con movilidad e información perfecta de la mano de obra, a largo plazo sólo habrá diferencias salariales compensatorias de las ventajas o desventajas no monetarias de los empleos, de las diferencias en la productividad de los trabajadores y de las diferencias en las condiciones de vida de cada área geográfica<sup>3</sup>. Si a corto plazo existieran diferen-

---

(1) Tal como reconoce su director, en esta encuesta están sobrerrepresentados los habitantes de la Comunidad Autónoma de Madrid y las personas con estudios superiores y medios (Carabaña, 1993).

(2) Sobre este tema véase Rodríguez Gutiérrez (1988), trabajo en que se basa esta sección.

(3) La existencia de diferencias salariales compensatorias ya fue señalada por Adam Smith en 1776 en su obra «La riqueza de las Naciones».

cias salariales no compensatorias, los trabajadores en las ocupaciones, actividades, sectores o regiones sin primas salariales se desplazarían a empleos mejor remunerados o con mejores condiciones de trabajo, disminuyendo la oferta laboral en los trabajos no suficientemente remunerados y aumentándola en aquéllos con diferencias salariales no compensatorias, de forma que éstas acabarían por desaparecer. Por tanto, en condiciones de competencia perfecta a largo plazo, la residencia en una determinada región únicamente puede dar lugar a diferencias salariales compensatorias de las condiciones de vida y trabajo de dicha región, como, por ejemplo, el coste de la vivienda o el clima.

Por el contrario, en un contexto no competitivo, la existencia de problemas de información puede ocultar a los trabajadores las posibles ganancias del cambio de empleo, lo cual reduciría la movilidad de la mano de obra, permitiendo la persistencia de diferencias no compensatorias. Asimismo, la presencia de barreras a la movilidad o de costes monetarios y psicológicos de la misma tendría los mismos efectos sobre los ajustes salariales.

Dado que los mercados de trabajo se caracterizan por la existencia de problemas de información (selección adversa, azar moral, etc...) y que los costes de la movilidad laboral son importantes, es de esperar que trabajadores de iguales características y con el mismo tipo de empleo perciban salarios distintos dependiendo de su región de residencia. Únicamente cuando estas diferencias salariales no compensatorias son positivas, se puede afirmar que el factor trabajo en esa región es relativamente caro.

### 3. MODELOS EMPÍRICOS PARA EL ANÁLISIS DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES ENTRE GRUPOS

Tal como señala Rodríguez Gutiérrez (1988, pág. 34) para calcular las diferencias geográficas en los costes laborales «se deben comparar —en distintos territorios— los salarios de trabajadores de una misma ocupación, industria e idénticas características personales. Sólo así es posible acercarse a la auténtica diferencia salarial derivada de la mera localización». Para conseguir ésta se han utilizado los modelos empíricos de discriminación salarial. Estos se emplean normalmente para contrastar la existencia de discriminación salarial por razas o sexo. Sin embargo sirven también para analizar las diferencias salariales existentes entre dos grupos distintos de trabajadores cualesquiera. En este caso los grupos se definen en función del lugar de residencia.

El método más sencillo para aislar los efectos regionales sobre el salario consiste en estimar una ecuación de salarios basada en la teoría del capital humano (Mincer, 1974). Esta ecuación incluiría como variables independientes el nivel de educación, la experiencia laboral, la antigüedad en el empleo actual, y las variables sectoriales y ocupacionales que permitan aproximar el valor de la productividad del trabajador o que supongan la aparición de diferencias salariales compensatorias. Se incluiría, también, una variable ficticia, AS, que tomaría el valor uno para los trabajadores de Asturias y cero para el resto.

La inclusión de esta variable permite comprobar si existen diferencias salariales regionales una vez que se ha tenido en cuenta el efecto del resto de variables sobre los salarios, es decir, su coeficiente representa la prima salarial existente para los trabajadores de la misma cualificación y ocupación por el simple hecho de vivir en Asturias. Por tanto, esta variable permite introducir en el análisis los efectos específicos sobre el coste salarial de la localización del factor trabajo en Asturias. Si el coeficiente estimado de esta variable dicotómica,  $\delta$ , fuese positivo y significativamente distinto de cero, entonces se podría concluir que los costes salariales en Asturias son más elevados que en el resto de España. El modelo a estimar sería:

$$(1) \quad \ln W_i = \alpha + \beta X_i + \delta AS_i + \epsilon_i$$

donde  $W_i$  es el salario del  $i$ -ésimo individuo;  $X_i$  es el vector de variables de capital humano y de características personales que afectan al rendimiento laboral;  $AS_i$  es la variable ficticia de residencia y  $\epsilon_i$  es el término de error.

Este método presenta varios problemas al imponer restricciones sobre la estructura salarial estimada pues la única diferencia entre las estructuras salariales de Asturias y del resto de España que este modelo permite está en el término independiente. Al estimar este modelo no se admite la posibilidad de rendimientos distintos para la educación o la experiencia laboral de los trabajadores de diferentes regiones.

Este problema persiste incluso si, en lugar de una sola variable regional, se incluyen una variable ficticia para cada comunidad autónoma. En este caso los coeficientes de estas variables mostrarían las diferencias salariales medias respecto a la región tomada como categoría de referencia y la ecuación salarial estimada nos permitiría conocer las retribuciones medias de todas las comunidades autónomas:

$$(2) \quad \ln W_i = \alpha + \beta X_i + \sum_j^{16} \delta_j \text{REGIÓN}_{ji} + \epsilon_i$$

donde el subíndice  $j$  hace referencia a las diferentes regiones.

Una alternativa que permite una mayor flexibilidad en las estructuras salariales es el modelo de Oaxaca y Blinder (Oaxaca, 1973a y 1973b; Blinder, 1973). Este modelo incluye dos ecuaciones de ingresos, una para cada grupo de trabajadores, y el cálculo de las diferencias debidas a las distintas dotaciones medias de capital humano se basa en la comparación de los coeficientes de ambas ecuaciones<sup>4</sup>.

Las ecuaciones salariales a estimar en este caso serían las siguientes:

$$(3) \quad \ln w = \alpha_a + \beta_a X_a + \epsilon_a$$

$$(4) \quad \ln W_{ra} = \alpha_{ra} + \beta_{ra} X_{ra} + \epsilon_{ra}$$

(4) De forma similar Hgnushék (1973) añanilza las diferencias salariales interregionales estimando una ecuación para cada región.



dores, de los cuales cincuenta y uno residen en Asturias<sup>5</sup>. La exclusión en el análisis del sector primario se debe a la pequeña importancia que este sector tiene en el trabajo asalariado por cuenta ajena en Asturias.

Tal como sugieren los modelos de capital humano las ecuaciones salariales se estimaron en forma semilogarítmica. Además, para corregir el problema de la autoselección de la muestra, que puede producir sesgos en los parámetros, se empleó el método bietápico de Heckman (1979)<sup>6</sup>.

La variable dependiente es el logaritmo natural del salario-hora neto, es decir, después de impuestos en miles de pesetas,  $\ln(W/H)$ . Cuando se dispone de información sobre el número de horas trabajadas es preferible utilizar como variable dependiente el salario-hora en lugar del salario mensual o anual ya que, en estos dos últimos casos, la variable salarial recoge, junto con el precio del servicio del factor trabajo (el salario por unidad de tiempo) la cantidad de servicio laboral prestado (el número de horas trabajadas).

Como variables independientes de las ecuaciones salariales se incluyó, en primer lugar, una variable ficticia que representa el sexo del trabajador, *HOMBRE*. Esta variable toma el valor 1 en el caso de que el trabajador sea hombre y cero en el caso de que sea mujer.

En segundo lugar, para medir la formación general se incluyó en las estimaciones el número de años de estudios formales realizados por los individuos, *TMPEST*. Dado que gran parte de la formación general debe ser costeada por el propio individuo, éste debe apropiarse de sus rendimientos percibiendo un salario más alto que el correspondiente a un sujeto no formado. Por tanto, es de esperar que el coeficiente de esta variable sea positivo.

En tercer lugar, para recoger los niveles de formación en el trabajo de los individuos (*on-the-job-training*), se incluyeron en las estimaciones las variables experiencia laboral (*EXPLAB*) y su cuadrado (*EXPLAB2*), así como la antigüedad en la empresa (*ANTEMP*) y su cuadrado (*ANTEMP2*). A través de la experiencia laboral se trata de captar la formación post-escolar acumulada por el individuo a lo largo de su trayectoria profesional. Por otro lado, la antigüedad en la empresa, *ANTEMP*, trata de medir la formación, especialmente de tipo específico, que el trabajador acumula en una organización concreta. La relación esperada entre la experiencia laboral y la antigüedad en la empresa con los ingresos es parabólica. Esta relación se intenta captar incorporando a las ecuaciones salariales el cuadrado de la experiencia laboral y de la antigüedad en la empresa (*EXPLAB2* y *ANTEMP2*).

(5) El pequeño tamaño de la muestra para Asturias obliga a tomar los resultados de las estimaciones, especialmente del modelo 3, con precaución.

(6) Este autor propone estimar, en una primera etapa, un modelo de participación laboral. Posteriormente, en una segunda etapa, a partir de este modelo, se determina el valor para cada individuo de la variable  $\lambda$  (inverso de la razón de Mill). El valor de  $\lambda$  se utiliza como variable independiente en la estimación de las ecuaciones salariales en la segunda etapa de la estimación. En el Anéxos de este trabajo se recogen tanto los resultados de los modelos de participación estimados en la primera etapa, como los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en los mismos.

Para representar la ocupación, se incorporan en las ecuaciones salariales cinco variables ficticias: *DIRECTIVO*, *PROFSUP*, *PROFMED*, *TRANMCU* y *TRAMAQU*. Estas variables toman, respectivamente, el valor uno si la ocupación del trabajador es la de directivo, profesional superior, profesional medio, trabajador no manual cualificado o trabajador manual cualificado; siendo la categoría de referencia la formada por los trabajadores no cualificados.

Asimismo, el sector de actividad se incluye mediante dos variables ficticias sectoriales: *INDUSTRIA* y *SERVICIOS*, dejando como categoría de referencia el sector de la construcción. Además, se han definido otras dos variables ficticias para captar las diferencias retributivas del sector público. La primera, *ADMONPUB*, es igual a uno para los trabajadores de las administraciones públicas y cero para el resto de casos. La segunda de estas variables, *EMP-PUB*, toma el valor uno si el trabajo se realiza en una empresa pública y cero si el trabajador está contratado por una empresa privada.

La última variable independiente utilizada es el inverso de la razón de Mill,  $\lambda$ . Tal como se ha indicado con anterioridad, esta variable se introduce en las ecuaciones salariales para tratar de corregir el posible sesgo de autoselección de la muestra utilizando el método bietápico de Heckman (1979). Si esta variable es estadísticamente significativa, ello indicaría la existencia de un sesgo de autoselección de la muestra, en cuyo caso su inclusión garantizaría que los coeficientes estimados serían insesgados.

En definitiva, la ecuación salarial a estimar es:

$$\ln(W/H) = f(\text{sexo, educación, experiencia laboral, antigüedad en la empresa, ocupación, sector de actividad, inverso de la razón de Mill}).$$

Los resultados de las estimaciones aparecen en los cuadros 1 y 3. Entre paréntesis se presentan los valores de la prueba t de Student sobre la significatividad de los coeficientes, mientras que en el Anexo se presentan los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en estas estimaciones para cada submuestra.

Centrándose, en primer lugar, en los modelos I y II cabe señalar que en ambos casos la hipótesis nula de existencia de perturbaciones homocedásticas fue rechazada una vez aplicada la prueba de Breusch-Pagan. En consecuencia, en estos casos las estimaciones iniciales de las desviaciones típicas de los coeficientes han sido corregidas por el método de White (1980). Por otra parte, observando los valores del estadístico F se puede afirmar que estos modelos son estadísticamente significativos en su conjunto al nivel del 1 por ciento.

Asimismo, las variables independientes presentan buenos resultados en general, teniendo en cuenta que para los grupos de variables ficticias ocupacionales, sectoriales o regionales el contraste sobre su significatividad ha de realizarse de forma conjunta. Para contrastar la significatividad de estas variables se ha utilizado la prueba de la razón de verosimilitud, cuyos resultados se presentan en el cuadro 5. Los resultados de esta prueba muestran que todos los grupos de variables son significativos al nivel del 5 por cien.

**Cuadro 1**  
**MODELOS I Y II**

Variables independientes	Variable dependiente: $\ln(W/H)$			
	Modelo I		Modelo II	
CONSTANTE	-1,01420	(-10,543)	-1,07170	(-10,126)
HOMBRE	0,05582	(2,349)	0,08177	(3,433)
TMPEST	0,03339	(9,890)	0,03303	(9,643)
ANTEMP	0,00438	(1,523)	0,00547	(1,903)
ANTEMP2	0,00007	(0,820)	0,00004	(0,463)
EXPLAB	0,01226	(8,182)	0,01196	(7,992)
EXPLAB2	-0,00006	(-1,266)	-0,00007	(-1,985)
DIRECTIVO	0,32948	(6,108)	0,33283	(6,092)
PROFSUP	0,44188	(8,780)	0,44504	(8,701)
PROFMED	0,27847	(6,472)	0,28796	(6,610)
TRANMCU	0,06561	(1,726)	0,06670	(1,744)
TRAMAÇU	0,02433	(0,625)	0,02206	(0,565)
INDUSTRIA	0,03807	(0,858)	0,01824	(0,420)
SERVICIOS	-0,02688	(-0,599)	-0,04829	(-1,089)
ADMONPUB	0,16825	(7,469)	0,18670	(8,152)
EMPPUB	0,14618	(4,644)	0,15674	(4,965)
ASTURIAS	-0,00363	(-0,087)	-	-
ANDALUCÍA	-	-	-0,03115	(-0,640)
ARAGÓN	-	-	-0,00866	(-0,171)
BALEARES	-	-	-0,01080	(-0,186)
CANARIAS	-	-	-0,00751	(-0,114)
CANTABRIA	-	-	-0,00981	(-0,153)
CASTILLA-LA MANCHA	-	-	-0,02842	(-0,482)
CASTILLA-LEÓN	-	-	-0,10453	(-1,853)
CATALUÑA	-	-	0,03900	(0,835)
COM. VALENCIANA	-	-	-0,07110	(-1,440)
EXTREMADURA	-	-	-0,18492	(-1,867)
GALICIA	-	-	-0,06729	(-1,255)
MURCIA	-	-	0,01376	(0,188)
NAVARRA	-	-	0,01666	(0,319)
PAÍS VASCO	-	-	0,12111	(2,443)
RIOJA	-	-	-0,01855	(-0,115)
MADRID	-	-	0,05049	(1,163)
LAMBDA	-0,34302	(-6,051)	-0,27884	(-4,970)
N	2068		2068	
R <sup>2</sup>	51,72		52,92	
R <sup>2</sup> Ajustado	51,32		52,18	
F	129,19		71,48	

Nota: t-Student entre paréntesis.

**Cuadro 2**  
**PRUEBA DE LA RAZÓN DE VEROSIMILITUD PARA LAS VARIABLES**  
**SECTORIALES Y REGIONALES EN LOS MODELOS I Y II**

	Var. sectoriales	Var. ocupacionales	Var. regionales
Modelo I	7,0564	171,2134	=
Modelo II	7,5484	178,3632	52,0252
$\chi^2$	5,99	11,07	26,30

En cuanto a la interpretación de los coeficientes de las variables regionales, en el Modelo I el signo negativo de la variable *ASTURIAS* indica que el salario de trabajadores de iguales características parece ser inferior en Asturias que en el resto de España. Sin embargo estas diferencias salariales no son significativamente distintas de cero, tal como muestra el estadístico *t* de Student, de forma que no se puede rechazar la hipótesis nula de que el factor trabajo en Asturias es retribuido de igual forma que los trabajadores del resto del país. Por tanto, esto sería una primera prueba de que el factor trabajo en Asturias no es más caro que en el resto de España, pues un trabajador de unas determinadas características productivas percibe prácticamente el mismo salario en Asturias que el que recibiría como media en el resto del país.

El Modelo II permite profundizar en el análisis de las diferencias salariales regionales. Este modelo incluye variables dicotómicas para todas las comunidades autónomas, excepto Asturias, que es la categoría de referencia. De esta forma, los coeficientes de las variables regionales muestran las diferencias, no explicadas por el resto de variables, en las retribuciones de las diferentes comunidades autónomas respecto a Asturias. Si el signo es positivo y significativamente distinto de cero indica una retribución superior en esa comunidad autónoma a la de un trabajador de iguales características en Asturias y si el signo es negativo y significativo una retribución inferior. Puede observarse que las diferencias salariales de Asturias con el resto de comunidades autónomas no son en ningún caso significativos al 5 por ciento. La excepción la constituyen los trabajadores del País Vasco, que reciben como media una retribución superior en un 12 por ciento a la de los asalariados asturianos de igual cualificación y experiencia, siendo estas diferencias significativamente distintas de cero. Según estas estimaciones, el resto de asalariados de país tienen salarios que no difieren significativamente de los pagados en Asturias. Por tanto, los resultados del Modelo II no muestran, tampoco, que los salarios en Asturias sean más elevados que en el resto de España.

Por último se estimó el modelo de Oaxaca-Blinder, recogido en el cuadro 3. La estimación independiente de dos ecuaciones salariales permite que las retribuciones de las diferentes características productivas difieran entre los dos grupos de trabajadores. Dado el pequeño porcentaje de asalariados asturianos sobre la muestra total utilizada (2,5%) los resultados de este modelo deben de interpretarse con cautela pues el número de casos de la ecuación salarial de Asturias es muy escaso.

En conjunto, las dos ecuaciones son significativas al 1 por ciento tal como muestran los valores del estadístico *F*. En cuanto a los signos y significa-

**Cuadro 3**  
**MODELO III**

Variables independientes	Variable dependiente: $\ln(W/H)$			
	Asturias		Resto de España	
CONSTANTE	-0,80220	(-2,251)	-1,03310	(-10,757)
HOMBRE	0,12727	(1,290)	0,05538	(2,298)
TMPEST	0,01944	(1,432)	0,03433	(10,145)
ANTEMP	0,02508	(1,983)	0,00393	(1,348)
ANTEMP2	-0,00052	(-1,084)	0,00008	(0,883)
EXPLAB	0,00648	(0,556)	0,01246	(8,376)
EXPLAB2	0,00008	(0,277)	-0,00005	(-1,385)
DIRECTIVO	0,39407	(2,088)	0,32551	(5,841)
PROFSUP	0,38195	(1,888)	0,44089	(8,569)
PROFMED	0,35501	(2,780)	0,27519	(6,239)
TRANMCU	-0,00592	(-0,041)	0,06618	(1,696)
TRAMACU	0,25938	(1,382)	0,01746	(0,438)
INDUSTRIA	-0,63302	(-3,045)	0,04092	(0,918)
SERVICIOS	-0,54766	(-3,568)	-0,02267	(-0,501)
ADMONPUB	0,45514	(4,351)	0,16201	(7,075)
EMPPUB	0,39372	(3,900)	0,13279	(4,052)
LAMBDA	-0,12372	(-0,869)	-0,33251	(-5,887)
N	51		2017	
R <sup>2</sup>	85,58		51,18	
R <sup>2</sup> Ajustado	78,79		50,79	
F	12,61		131,05	

Nota: t-Student entre paréntesis.

tividad de las diferentes variables se puede observar que los signos de los coeficientes estimados son los esperados, excepto en los términos cuadráticos de la experiencia laboral en la ecuación de Asturias y de la experiencia en la empresa en la ecuación estimada para el resto de país.

Para contrastar conjuntamente si los coeficientes de las regresiones correspondientes a Asturias y el resto de España son significativamente distintos, se ha aplicado la prueba de Chow. Los resultados de la misma, presentados en el cuadro 4, muestran que, efectivamente, no se puede rechazar la hipótesis nula de que los dos vectores de sean iguales, es decir, no se puede rechazar que la estructura salarial de Asturias sea igual a la existente para el resto de España. Por tanto, con la reserva debida al tamaño muestral de estas estimaciones, este resultado constituye una prueba más de que el factor laboral en Asturias no tiene unos costes salariales diferentes de los existentes en el resto del país.

**Cuadro 4**  
**PRUEBA DE CHOW SOBRE IGUALDAD DE LOS COEFICIENTES DE**  
**LAS ECUACIONES SALARIALES DE ASTURIAS Y EL RESTO DE ESPAÑA**

Prueba de Chow	Valor crítico $F_{(95\%)}$
1,1088	1,6227

Por otra parte, el coeficiente de la variable tiempo de estudio (*TMPEST*), es positivo y significativo en todos los casos, pudiendo interpretarse dicho coeficiente como la rentabilidad porcentual de un año adicional de educación formal. Para los trabajadores asturianos un año adicional de educación supone, por término medio, un incremento del salario-hora algo menor del 2 por ciento; mientras que para el resto de asalariados este incremento se aproxima al 3,5 por cien. Sin embargo, parte de estas diferencias podrían estar compensadas por unos incrementos salariales mayores a medida que se cambia de ocupación, ya que el nivel ocupacional de los trabajadores está muy correlacionado con el nivel educativo de los mismos.

Los coeficientes de las variables de antigüedad en la empresa (*ANTEMP* y *ANTEMP2*) muestran que el asalariado asturiano medio percibe un salario un 20 por ciento superior al que perciben aquellos trabajadores recién incorporados a su empresa. En cambio, para los trabajadores del resto de comunidades autónomas este incremento se sitúa únicamente en el 4,5 por ciento. Por lo que se refiere a la experiencia laboral, los resultados son los contrarios, obteniendo los trabajadores asturianos un rendimiento medio a la experiencia laboral de 11,6 por ciento, mientras que para los trabajadores del resto del país se sitúa en el 18,7 por ciento.

La estructura de la demanda de trabajo, aproximada por las variables sectoriales *INDUSTRIA* y *SERVICIOS*, se ha mostrado como un factor significativo en la explicación de las diferencias salariales. Utilizando la prueba de la razón de verosimilitud, cuyos resultados figuran en el cuadro 5, se observa que estas dos variables no resultan significativas en la ecuación estimada para Asturias, aunque sí lo son para el resto de España. Como ya se ha señalado con anterioridad, se han excluido los trabajadores por cuenta ajena que trabajan en el sector primario. Además, el reducido número de la muestra de asalariados asturianos podría explicar el bajo nivel de significatividad de las variables sectoriales para esta región.

**Cuadro 5**  
**PRUEBA DE LA RAZÓN DE VEROSIMILITUD PARA LAS VARIABLES**  
**SECTORIALES Y REGIONALES EN LOS MODELO III**

	Var. sectoriales	Var. ocupacionales
Asturias	4,3176	12,2934
Resto España	6,5762	164,885
$\chi^2$	5,99	11,07

**Cuadro 6**  
**DESCOMPOSICIÓN DE LAS DIFERENCIAS SALARIALES**  
**(en porcentajes)**

Diferencia salarial total: $\hat{\beta}_a \bar{X}_a - \hat{\beta}_{re} \bar{X}_{re}$	Diferencia salarial debida a diferencias en las características: $\hat{\beta}_{re} [\bar{X}_a - \bar{X}_{re}]$	Diferencia salarial discriminatoria: $\bar{X}_a (\hat{\beta}_a - \hat{\beta}_{re})$
4,46	4,89	-0,43

La última variable incorporada a las ecuaciones es el inverso de la razón de Mill ( $\lambda$ ). A través de esta variable se trata de corregir la posible existencia de sesgo de autoselección de la muestra, que originaría estimaciones sesgadas de los parámetros.

Una vez estimadas las ecuaciones salariales se pasó a descomponer la diferencia salarial existente siguiendo la ecuación (5). Los resultados de esta descomposición, utilizando la interpretación propuesta por Blinder se presentan en el cuadro 6.

En el cuadro 6 aparece, en primer lugar, la diferencia salarial existente. En segundo lugar, este cuadro recoge la diferencia salarial que viene explicada por diferencias en las variables incluidas en las ecuaciones salariales, esto es, que tiene una explicación económica debido a las diferencias existentes en las características productivas medias de los trabajadores asturianos y los del resto del país. Este valor muestra que la mejor calificación del factor trabajo en Asturias y su mayor vinculación al sector industrial y a la empresa pública justificaría una diferencia salarial media respecto del resto de España del 4,8 por ciento.

Finalmente, aparece la diferencia salarial no justificada por factores económicos, es decir la prima salarial que reciben los residentes en Asturias una vez que se ha descontado de los salarios los efectos de la educación, la experiencia, la ocupación y la distribución sectorial. Puede observarse que dicha prima salarial, que de ser positiva permitiría afirmar que el factor trabajo en Asturias es caro, es negativa y prácticamente nula. Esto supone que, por término medio, un trabajador asturiano cobraría un salario medio punto más alto si trabajara fuera de Asturias.

## 5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha pretendido analizar los costes salariales de los trabajadores asturianos, en comparación con los del resto del país. Para ello se ha utilizado la ECBC-91. Ésta es una base de datos de carácter microeconómico con información personalizada sobre características productivas y salarios percibidos. Dado el problema a estudiar, un inconveniente que presenta esta encuesta es el pequeño tamaño muestral para Asturias, lo que obliga a interpretar los resultados de las estimaciones con precaución.

Aunque el salario medio por hora en Asturias es superior a la media nacional, la mayor cualificación de los trabajadores de esta región debería reflejarse en unos mayores ingresos laborales, que podrían explicar las diferencias salariales observadas.

Dado que para estimar diferencias interregionales en los costes laborales se deben comparar los salarios de trabajadores homogéneos, es decir, de la misma ocupación, industria e idénticas características personales, en este trabajo se han estimado ecuaciones de ingresos que incluyen como variables explicativas estos factores. De esta forma, se ha tratado de comprobar si el diferencial de salarios observado se explica por las distintas cualificaciones medias de los trabajadores o bien se corresponde con diferencias salariales no compensatorias.

Para ello se han estimado tres modelos alternativos. Las conclusiones fundamentales de los dos primeros modelos son que los trabajadores asturianos, dadas sus características medias, no perciben unos salarios superiores a la media nacional. Además, únicamente los trabajadores del País Vasco perciben una prima salarial positiva y significativamente distinta de cero, con respecto a Asturias. Para el resto de regiones, las diferencias salariales existentes no explicadas por diferencias en las características productivas incluidas en el modelo no son significativas.

En cuanto a la remuneración de las características productivas, cabe destacar, en primer lugar, que el rendimiento de los estudios es menor para los trabajadores asturianos, pero se compensa con unos mayores salarios por ocupaciones, ya que éstas presentan un elevado nivel de correlación con el nivel de estudios de los trabajadores.

Por otro lado, los trabajadores del sector público asturiano reciben un incremento salarial respecto de los del sector privado mayor que el existente en otras regiones. Dado que el sector privado en estas ecuaciones es la categoría de referencia, no se puede defender que los mayores salarios de sector público empujen al alza los salarios de los trabajadores del sector privado asturiano, que permanecen relativamente bajos.

Finalmente, el modelo 3 muestra que los salarios medios que los trabajadores asturianos percibirían, si fueran retribuidos conforme a las retribuciones medias del resto de España, serían prácticamente los mismos que perciben en la actualidad.

En definitiva, de los tres modelos estimados se concluye que la estructura salarial de Asturias no presenta diferencias estadísticamente significativas con respecto a la estructura retributiva del resto del país. Por tanto, al menos con la base de datos utilizada en esta investigación, no se puede afirmar que el factor trabajo en Asturias sea más caro que en el resto del país, viniendo explicado todo el diferencial de salarios observado por las diferencias en las características productivas existentes.

## ANEXO. CARACTERÍSTICAS DE LA ENCUESTA DE ESTRUCTURA, CONCIENCIA Y BIOGRAFÍA DE CLASE (ECBC-91) Y DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

La información contenida en esta encuesta se obtuvo a partir de 6.632 entrevistas realizadas entre diciembre de 1990 y marzo de 1991, distribuidas geográficamente por todo el territorio nacional. Además, la ECBC-91 se engloba dentro de un proyecto más amplio de carácter internacional para el estudio de las clases sociales, que ha dado lugar a la realización de encuestas con datos comparables para varios países.

En la ECBC-91 se distinguen dos partes bien diferenciadas. La primera parte recoge información sobre hechos y es denominada «Encuesta de Estructura Social»; mientras que la segunda está dedicada a recoger las opiniones del entrevistado sobre diversas cuestiones y se denomina «Encuesta sobre la Situación Social y Laboral de los Españoles». Para este trabajo se ha utilizado exclusivamente información contenida en la primera parte, que se divide en las siguientes secciones:

- X. Datos personales.
- A. Trabajos del entrevistado.
- B. Autonomía en el empleo principal.
- C. Supervisión en el empleo principal.
- D. Puesto directivo en el empleo principal.
- E. Estudios no formales.
- F. Historial laboral.
- G. Asociacionismo.
- H. Antecedentes familiares del entrevistado.
- I. Ingresos familiares, equipamiento doméstico y varios.
- J. Trabajo del cónyuge.
- K. Antecedentes familiares del cónyuge.
- L. Datos de la familia.
- M. Control de la entrevista.

Toda la información relativa al cuestionario, la muestra, el trabajo de campo y la calidad de los datos de la ECBC-91 se encuentra recogida en el «Informe Técnico» de la encuesta, elaborado por Carabaña *et al.* (1992).

A partir de la información contenida en la ECBC-91 se han definido las siguientes variables:

**ADMONPUB:** Variable ficticia que toma el valor uno para los trabajadores de las administraciones públicas y cero en el resto de los casos.

**ANTEMP:** Antigüedad en la empresa medida en años.

**DIRECTIVO:** Variable ficticia que toma el valor uno para todos los trabajadores en puestos de dirección y gerencia, y cero en el resto de los casos.

**EDAD:** Edad actual del individuo.

**EDADMEN:** Edad del hijo menor de la familia.

**EMPPUB:** Variable ficticia que toma el valor uno para los trabajadores de empresas públicas, y cero en el resto de los casos.

*EXPLAB*: Experiencia laboral del individuo, medida como la experiencia potencial: edad, menos edad de comienzo del trabajo y menos los períodos de paro intermedios.

*HOMBRE*: Variable ficticia que toma el valor uno para los hombres y cero para las mujeres.

*INDUSTRIA*: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas ocupadas en el sector industrial, y cero en el resto de los casos.

*INGREPAR*: Ingresos mensuales de la pareja con la que se convive en miles de pesetas.

*Ln(W/H)*: Logaritmo natural del salario-hora en miles de pesetas.

*N4*: Número de hijos menores de cuatro años.

*PROFMED*: Variable ficticia que toma el valor uno para los profesionales y técnicos medios, y cero en el resto de los casos.

*PROFSUP*: Variable ficticia que toma el valor uno para los profesionales y técnicos superiores, y cero en el resto de los casos.

*SERVICIOS*: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas ocupadas en el sector servicios, y cero en el resto de los casos.

*TAMA*: Tamaño del municipio de residencia del entrevistado en miles de habitantes.

*TMPEST*: Número de años de estudios formales realizados por el individuo.

*TMPHOGAR*: Número de horas dedicadas a las laborales del hogar por la pareja o cónyuge del entrevistado.

*TRAB*: Variable ficticia que toma el valor uno para todas aquellas personas que trabajan como asalariados a jornada completa, excluidos los trabajadores del sector primario, y cero en el resto de los casos.

*TRAMACU*: Variable ficticia que toma el valor uno para todos los trabajadores manuales cualificados, y cero en el resto de los casos.

*TRANMCU*: Variable ficticia que toma el valor uno para todos los trabajadores no manuales cualificados, y cero en el resto de los casos.

APÉNDICE

**Cuadro 7**  
**MODELOS DE PARTICIPACIÓN ESTIMADOS**

Variables independientes	Variable dependiente: <i>TRAB</i>					
	Asturias		Resto España		Conjunto	
CONSTANTE	-4,28240	(-3,599)	-2,98610	(-16,387)	-3,02520	(-16,815)
HOMBRE	0,10463	(0,469)	0,31001	(8,659)	0,31634	(9,000)
INGREPAR	0,00001	(0,036)	0,00014	(3,537)	0,00013	(3,508)
TMPHOGAR	-0,01031	(-2,914)	0,00243	(3,962)	0,00197	(3,284)
N4	0,31190	(1,039)	-0,05059	(-1,208)	-0,03774	(-0,913)
EDADMEN	0,01836	(0,932)	-0,00450	(-1,552)	-0,00352	(-1,351)
EDAD	0,17828	(2,833)	0,12009	(12,709)	0,12154	(13,019)
EDAD2	-0,00236	(-3,121)	-0,00165	(-14,655)	-0,00166	(-14,961)
TMPEST	0,04705	(1,573)	0,03960	(10,397)	0,03993	(10,605)
TAMA	0,00215	(1,698)	0,00005	(3,284)	0,00005	(3,459)
N	180		6442		6622	
Razón de verosimilitud	37,13		873,55		890,09	
$\chi^2$ 1 g. l. (99%)						

Nota: t-Student entre paréntesis.

**Cuadro 8**  
**ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS EN LOS MODELOS DE PARTICIPACIÓN**

Variables incluidas	Asturias		Resto España		Conjunto	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
HOMBRE	0,4778	0,5009	0,5051	0,5000	0,5044	0,5000
INGREPAR	76,561	426,16	71,182	439,92	71,329	439,52
TMPHOGAR	29,111	38,939	22,881	32,414	23,051	32,620
N4	0,1333	0,3722	0,1563	0,4184	0,1557	0,4172
EDADMEN	6,8500	8,5512	6,3716	9,1810	6,3846	9,1642
EDAD	39,383	13,832	39,746	14,480	39,736	14,462
EDAD2	1,741,3	1,204,3	1,789,4	1,261,3	1,788,1	1,259,7
TMPEST	11,206	4,4792	10,195	5,1061	10,222	5,0924
TAMA	92,728	87,988	642,32	1.117,0	627,38	1.105,4

**Cuadro 9**  
**ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS DE LAS VARIABLES INCLUIDAS**  
**EN LAS ECUACIONES SALARIALES ESTIMADAS**

Variables incluidas	Asturias		Resto España		Conjunto	
	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica	Media	Desviación típica
LN(W/H)	-0,4218	0,5494	-0,4665	0,5480	-0,4653	0,5479
HOMBRE	0,5490	0,5025	0,5974	0,4906	0,5962	0,4908
TMPEST	12,843	4,2397	11,852	4,2915	11,877	4,2919
ANTEMP	10,569	8,6169	9,4194	8,9495	9,4478	8,9412
ANTEMP2	184,49	235,09	168,78	283,47	169,17	282,34
EXPLAB	15,196	9,6021	16,005	11,612	15,985	11,565
EXPLAB2	321,31	356,95	390,92	489,39	389,21	486,61
DIRECTIVO	0,0980	0,3003	0,0516	0,2212	0,0527	0,2235
PROFSUP	0,1376	0,3475	0,1354	0,3422	0,1354	0,3422
PROFMED	0,1765	0,3850	0,2365	0,4250	0,2350	0,4241
TRANMCU	0,1961	0,4010	0,3069	0,4613	0,3042	0,4602
TRAMACU	0,2549	0,4401	0,1879	0,3907	0,1896	0,3920
INDUSTRIA	0,2745	0,4507	0,2405	0,4275	0,2413	0,4280
SERVICIOS	0,7059	0,4602	0,7015	0,4577	0,7016	0,4577
ADMONPUB	0,2353	0,4284	0,3019	0,4592	0,3003	0,4585
EMPPUB	0,3137	0,4686	0,0972	0,2963	0,1025	0,3034
LAMBDA	0,9720	0,3959	0,9762	0,2609	0,9790	0,2599
ASTURIAS	-	-	-	-	0,0247	0,1551
ANDALUCÍA	-	-	-	-	0,1136	0,3175
ARAGÓN	-	-	-	-	0,0392	0,1940
BALEARES	-	-	-	-	0,0145	0,1196
CANARIAS	-	-	-	-	0,0251	0,1566
CANTABRIA	-	-	-	-	0,0111	0,1049
CASTILLA-LA MANCHA	-	-	-	-	0,0242	0,1536
CASTILLA-LEÓN	-	-	-	-	0,0426	0,2019
CATALUÑA	-	-	-	-	0,1286	0,3349
COM. VALENCIANA	-	-	-	-	0,0953	0,2937
EXTREMADURA	-	-	-	-	0,0198	0,1394
GALICIA	-	-	-	-	0,0600	0,2375
MURCIA	-	-	-	-	0,0164	0,1272
NAVARRA	-	-	-	-	0,0169	0,1290
PAÍS VASCO	-	-	-	-	0,0609	0,2393
RIOJA	-	-	-	-	0,0102	0,1003
MADRID	-	-	-	-	0,2969	0,4570

## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Andrés, J. y García, J. (1991b): «Una Interpretación de las Diferencias Salariales entre Sectores», *Investigaciones Económicas*, vol. 15, n.º 1, págs. 143-167.
- Blinder, A. S. (1973): «Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates», *Journal of Human Resources*, vol. 8, n.º 4, págs. 436-455.
- Carabaña, J.; González, J. J. et al. (1992): *Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase: Informe Técnico*, Documentos de Trabajo. Comunidad de Madrid. Consejería de Economía.
- Carabaña, J. (1993): «Desigualdad Económica y Movilidad Social». *I Simposio sobre Igualdad y Distribución de la Renta y la Riqueza*, vol. 5, Estructura Social y Movilidad, Fundación Argentaria, págs. 7-34.
- Hanushek, E. (1973): «Regional Differences in the Structure of Earnings», *Review of Economics and Statistics*, mayo, págs. 204-213.
- Heckman, J. (1979): «Sample Selection Bias as a Specification Error», *Econometría*, vol. 47, n.º 6, págs. 153-161.
- Maddala, G. S. (1983): *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*. N.B.E.R. New York.
- Oaxaca, R. (1973a): «Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets», *International Economic Review*, vol. 14, n.º 3, págs. 693-709.
- Oaxaca, R. (1973b): «Sex Discrimination in Wages», Ashenfelter, O. y Rees, A. (ed.) *Discrimination in the Labour Market*, Princeton University Press, New Jersey.
- Rodríguez Gutiérrez, C. (1988): *Los Determinantes de las Diferencias Interprovinciales de Salarios en España*, Servicio de Publicaciones de la Universidad de Oviedo, Oviedo.
- Sadei (1995): *Algunos Aspectos del Mercado de Trabajo en Asturias*, Principado de Asturias, Consejería de Hacienda, Economía y Planificación, Oviedo.
- White, H. (1980): «A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity», *Econometría*, vol. 48, págs. 817-838.

## ABSTRACT

Although the average wages per hour in Asturias are above the national average, this may be due to the fact that the labour force in this region is, on average, better qualified, that the labour factor is more expensive, or to a combination of both causes. This work aims to analyze the wage costs in Asturias and to check, on the basis of the theory of human capital, whether the existing differences in salaries are due to differences in the productive characteristics of workers in Asturias compared with the rest of Spain, or whether they are the consequence of higher labour costs. In short, it aims to check whether the labour factor in Asturias receives a higher salary remuneration above what would be received on average in the rest of the country. To this end, the information contained in the Class Structure, Conscience and Biography Survey (ECBC-91) has been used.

*Key words:* wage costs, human capital, Asturian labour market.