

**Iñaki Iriondo Múgica\***

# DIFERENCIAS SALARIALES EN LA INDUSTRIA MANUFACTURERA ESPAÑOLA: ESTIMACIÓN Y FACTORES EXPLICATIVOS

*El objetivo de este artículo es estimar la influencia relativa de diferentes fuentes de dispersión de los salarios en una selección de sectores industriales. Mediante la técnica ANOVA, se descompone la varianza de los salarios en cuatro factores: formación general, formación específica, discriminación y establecimiento. La fuente estadística utilizada es la Encuesta de Estructura Salarial (INE). Entre otros resultados, cabe destacar que en todas las muestras analizadas el factor establecimiento presenta la mayor contribución en la explicación de las retribuciones, de donde se puede inferir la existencia de factores no competitivos en el proceso de fijación de los salarios.*

**Palabras clave:** mercado de trabajo, estructura de los salarios, capital humano.

**Clasificación JEL:** E24, J31.

## 1. Introducción

El proceso de determinación de los salarios es un ámbito habitualmente utilizado para el contraste de hipótesis teóricas alternativas acerca del funcionamiento del mercado de trabajo. Así, mientras desde ciertas posiciones se mantiene que la influencia que el capital humano y las ventajas no pecuniarias tienen sobre las retribuciones son una prueba a favor del modelo competitivo del mercado de trabajo, desde otras posiciones se plantea

que la influencia de la acción colectiva sobre las ganancias o la discriminación salarial por razón de sexo o raza, ponen de manifiesto el carácter social e institucional de la relación salarial.

El objetivo de este artículo es estimar la influencia relativa de distintas fuentes de variación de los salarios. Para ello se diferencian cuatro factores básicos de dispersión salarial: la formación general, la formación específica, la discriminación y el establecimiento. Los dos primeros tratan de recoger el efecto que sobre los salarios tienen la educación y la experiencia, materia estudiada extensamente en la teoría del capital humano. El tercero mide, tomando como referencia el enfoque adoptado en la literatura sobre la discriminación, las diferencias salariales

---

\* Universidad de Castilla-La Mancha.  
Versión de mayo de 2003.

existentes entre individuos de similar cualificación, dependiendo del sexo y del tipo de contrato, según su duración. El último de los factores evalúa la diferenciación salarial resultante de la pertenencia a un establecimiento determinado, materia estudiada en el marco de la teoría de los salarios de eficiencia, del *rent-sharing* y de la literatura sobre la acción colectiva, entre otras.

El trabajo empírico consiste esencialmente en la descomposición de la variación de las ganancias en las cuatro fuentes de dispersión salarial enumeradas, mediante un análisis de la varianza. El análisis se ha aplicado a seis sectores pertenecientes a la industria manufacturera española —más dos submuestras intersectoriales— y la información estadística utilizada es la Encuesta de Estructura Salarial elaborada por el INE con relación al año de 1995.

El resultado más novedoso del trabajo es que en todas y cada una de las submuestras analizadas el factor establecimiento presenta la mayor contribución en la explicación de la varianza salarial. Entre un 14,1 por 100 y un 23,7 por 100 de las diferencias salariales resultan de la pertenencia de cada trabajador a un establecimiento industrial determinado. La evidencia empírica presentada es consistente, en principio, y a falta de un análisis más completo, con la existencia de salarios de eficiencia o con la participación por parte de los trabajadores de las rentas generadas en el interior de la empresa.

El artículo se estructura en seis apartados además de la introducción. En el primero se realiza una somera revisión teórica de los principales determinantes salariales. En el segundo se comentan los principales trabajos empíricos sobre diferencias salariales, haciendo especial hincapié en los realizados en España. A continuación se describen las características básicas de la *Encuesta de Estructura Salarial*, fuente estadística utilizada en el apartado empírico. Después se presenta el «análisis de la varianza», procedimiento estadístico utilizado en la descomposición de los salarios. En el siguiente apartado se presentan los resultados del análisis empírico. En el último apartado se recogen las principales conclusiones del trabajo.

## 2. Factores explicativos de la estructura salarial

Adam Smith señaló hace dos centurias cinco factores explicativos básicos de las diferencias salariales existentes entre distintos empleos: «[...] primero, lo grato o ingrato de los empleos; segundo, la facilidad o dificultad y el mayor o menor coste del aprendizaje; tercero, la continuidad o eventualidad del trabajo; cuarto, la mayor o menor responsabilidad necesaria para ejercerlo; y quinto, la probabilidad o incertidumbre del éxito»<sup>1</sup>. En el supuesto de que el funcionamiento del mercado de trabajo se acercara al planteamiento competitivo, añadía el autor, las ventajas netas de las ocupaciones, tanto pecuniarias como no pecuniarias, deberían tender a la igualdad.

Sobre la base de estos mismos presupuestos se ha desarrollado desde finales de los años cincuenta una fructífera línea de investigación acerca de los determinantes de las ganancias en el marco de las teorías del capital humano<sup>2</sup> y de las diferencias igualadoras<sup>3</sup>. Tomando como referencia el estudio de la estructura salarial entre empresas y sectores productivos, se postula que las desigualdades salariales responden fundamentalmente a diferencias en la composición de la mano de obra. Las unidades productivas que cuentan con una mezcla más rica en trabajo cualificado, presentan unos salarios más elevados que las demás empresas. Además, las retribuciones de los trabajadores compensan las desventajas no pecuniarias de los empleos. En resumen, según este planteamiento, los salarios dependen mayoritariamente de las características de la mano de obra y de los atributos de los puestos de trabajo.

Diversos autores han planteado ciertas objeciones a la explicación competitiva de las diferencias salariales<sup>4</sup>.

<sup>1</sup> Véase SMITH (1776).

<sup>2</sup> Véanse BECKER (1964) y MINCER (1970).

<sup>3</sup> Para una panorámica sobre el tema véase ROSEN (1991).

<sup>4</sup> Por ejemplo, en KERR (1985) se afirma que «[La estructura salarial entre sectores y ocupaciones] debería reflejar la desutilidad del trabajo y la utilidad del servicio ofrecido. En el caso de un trabajo y unos trabajadores muy similares, se deberían pagar salarios muy similares, y

La fundamental ha sido tradicionalmente la identificación de importantes desniveles en las ganancias de trabajadores de similares características, desempeñando ocupaciones semejantes. De la evidencia empírica aportada se deduce que las fuerzas del mercado establecen unos márgenes suficientemente amplios para la discrecionalidad empresarial en materia de salarios. Sin ponerse en cuestión la importancia de la cualificación entre otros determinantes salariales, se hace hincapié en el papel activo de los empleadores en la fijación de las retribuciones<sup>5</sup>. Sobre la base de estas premisas se han construido la teoría de los salarios de eficiencia y la hipótesis de la participación de rentas (*rent-sharing*).

Según la hipótesis de la participación de rentas las empresas que presentan unos elevados niveles de productividad comparten con sus trabajadores las rentas que se generan en el proceso productivo, elevando los salarios por encima del nivel de mercado. La evidencia empírica disponible, tanto desde una perspectiva longitudinal como de sección cruzada<sup>6</sup>, confirma que los beneficios u otras medidas representativas de la prosperidad de las empresas ejercen una gran influencia sobre las retribuciones. Por su parte, desde la teoría de los salarios de eficiencia se defiende que, bajo determinadas circunstancias, los empresarios pueden estar interesados en elevar los salarios por encima de los niveles de mercado, en la medida en que tal conducta tiene unos efectos positivos sobre la calidad del trabajo, el esfuerzo de los empleados o los costes de rotación de la mano de obra<sup>7</sup>.

Tanto la teoría de los salarios de eficiencia como el *rent-sharing* proporcionan una explicación plausible a las diferencias salariales existentes entre individuos de similares características, fenómeno al que la literatura ha prestado una gran atención en las dos últimas décadas<sup>8</sup>. Entre las principales conclusiones a las que se ha llegado en estos trabajos cabría destacar que: a) la estructura salarial intersectorial apenas se modifica una vez que se tienen en cuenta las características de la fuerza de trabajo<sup>9</sup>; b) se muestra muy estable a lo largo del tiempo; c) es muy similar en distintos países; y d) presenta un patrón muy semejante cuando se comparan trabajadores de diferente edad, antigüedad, u ocupación. Se concluye, por tanto, que existen sectores que ofrecen salarios altos y otros que pagan salarios bajos a todos sus trabajadores, independientemente de su edad, antigüedad, sexo, nivel de estudios u ocupación. Desde la perspectiva intrasectorial se llega a la misma conclusión: hay establecimientos donde las retribuciones son altas en todas las categorías de trabajadores y otros donde son bajas<sup>10</sup>.

El objetivo de este trabajo es analizar la estructura salarial en la industria manufacturera española, tratando de evaluar la importancia de los factores de oferta —composición de la fuerza de trabajo— y de demanda —el papel de las empresas como agentes *precio-decisores*— en la fijación de las retribuciones. En la línea apuntada desde la literatura de los salarios de eficiencia y del *rent-sharing* se va a analizar la contribución de distintas fuentes de dispersión de los salarios, haciendo especial hincapié en la influencia que el centro de trabajo ejerce sobre las ganancias. Con el fin de contar con un marco de referencia con el que comparar el pre-

---

los salarios debieran ser diferentes en proporción a la falta de similitud entre trabajos y trabajadores. No se tiene evidencia de que haya existido alguna vez dicha estructura salarial utópica. Se trata de una norma útil para las especulaciones teóricas, pero de un punto de partida inservible para los estudios empíricos». Véanse también STIGLITZ (1984) y BULOW y SUMMERS (1986).

<sup>5</sup> El empresario «no paga pasivamente el salario vigente en el mercado, sino que adopta activamente el salario que maximiza los beneficios». Véase LAYARD *et al.* (1991).

<sup>6</sup> Véanse BELL y FREEMAN (1991), HOLMLUND y ZETTERBERG (1991) y HILDRETH y OSWALD (1997).

<sup>7</sup> Véanse AKERLOF (1982) y DICKENS y KATZ (1987).

---

<sup>8</sup> Con relación a las diferencias salariales según el tamaño de la empresa, véanse MELLOW (1982) y BROWN y MEDOFF (1989).

<sup>9</sup> Véase KATZ y SUMMERS (1989).

<sup>10</sup> Groschen, investigando las fuentes de dispersión salarial en los establecimientos que integran un mismo sector industrial, ha encontrado que la pertenencia de cada trabajador a un establecimiento determinado es el factor más importante en la explicación de la varianza salarial. Véase GROSHEN (1986).

sente estudio, se revisan a continuación los resultados obtenidos por la literatura sobre diferencias salariales en España.

### 3. Revisión de los trabajos empíricos

En el Esquema 1 se resumen los principales resultados de una selección de estudios empíricos sobre las diferencias salariales en España. La motivación y los objetivos difieren de unos trabajos a otros, aunque en su mayoría se centran en evaluar la existencia de diferencias salariales entre sectores y/o regiones, una vez controlada la composición de la mano de obra. No obstante dos de ellos se apartan de este criterio general y analizan dos factores que ejercen una influencia significativa sobre los salarios no justificada *a priori* por la existencia de diferencias de productividad: el sexo<sup>11</sup> y el tipo de contrato según su duración<sup>12</sup>.

La evidencia empírica presentada en el cuadro confirma la existencia de diferencias salariales no explicables mediante las hipótesis competitivas. Por ejemplo, en el artículo de Meixide (1983), uno de los trabajos pioneros sobre la materia, se encuentra una relación positiva y significativa entre el grado de concentración de los mercados y los salarios medios de cada sector. Empleando la misma unidad de análisis, Sánchez Urbano y Ortí (1995) analizan los desniveles salariales en los 89 sectores investigados por la Encuesta Industrial, concluyendo que las primas salariales estimadas constituyen una evidencia a favor de la hipótesis de los salarios de eficiencia. Por su parte, en el trabajo de Dolado y Bentolila (1992) se analiza la influencia relativa de los factores

internos y externos a la empresa (modelo *insider-outsider*) en la fijación de los salarios de una muestra de poco más de un millar de empresas, encontrando, entre otros resultados, que el peso de los factores internos se sitúa en el 11 por 100. Utilizando igualmente información a escala de empresa, Jaumandreu y Martínez (1994) confirman la existencia de diferencias salariales significativas dependiendo del tamaño de la empresa, de la región o del sector a los que cada trabajador esté adscrito.

Los dos últimos trabajos recogidos en el cuadro, analizan las diferencias salariales por sectores y regiones, a partir de una información individualizada por trabajador. En Andrés y García (1991) se muestra que una vez controlado el capital humano permanecen grandes diferencias salariales entre sectores, diferencias que están relacionadas negativamente con el grado de rotación de la fuerza de trabajo. Por su parte, Aláez, Longas y Ullibarri (2000) encuentran que las primas salariales por sectores y regiones que no se explican por la composición de los trabajadores, dependen positivamente del coste de la vida, la productividad y la dimensión de las empresas, y negativamente de la extensión de los contratos eventuales. Obsérvese que los datos empleados en este último trabajo proceden de la Encuesta de Estructura Salarial, precisamente la misma fuente de información estadística empleada en nuestro estudio, cuyas principales características se describen a continuación.

### 4. La Encuesta de Estructura Salarial

La Encuesta de Estructura Salarial (EES) es una encuesta elaborada por el INE, que investiga de forma individualizada los salarios de más de 177.000 trabajadores en España. Su periodicidad es cuatrienal y se realiza en todos los países de la Unión Europea. El *ámbito geográfico* de la encuesta es la totalidad del territorio nacional y el período de referencia 1995. Por su parte, el *ámbito poblacional* abarca a «todos los trabajadores por cuenta ajena que presten sus servicios en centros de cotización de 10 o más trabajadores y figuren en nómina

<sup>11</sup> En DE LA RICA y UGIDOS (1995) se obtienen unos rendimientos de la enseñanza universitaria más elevados en los varones (coeficiente de 0,34) que en las mujeres (coeficiente de 0,19), aunque se subraya que la autoselección explica la mayor parte de las diferencias salariales por sexos.

<sup>12</sup> JIMENO y TOHARIA (1993), por su parte, ponen de manifiesto la existencia de discriminación salarial contra los trabajadores eventuales dado que «este tipo de trabajadores gana aproximadamente entre un 9 y un 11 por 100 menos que los trabajadores fijos de similares características que desempeñan ocupaciones similares», página 489.

## ESQUEMA 1

## PRINCIPALES ESTUDIOS SOBRE DIFERENCIAS SALARIALES EN ESPAÑA

Referencia	Datos estadísticos	Factores explicativos	Resultados
MEIXIDE (1983)	Encuesta de Salarios y EPA Censo Industrial Registro de Convenios Colectivos Fomento de la Producción Período (1977-1980)	Características personales (sexo, cualificación y % obreros) Otros factores: grado de concentración, tamaño del establecimiento y actividad sindical	Relación positiva y significativa entre salarios y concentración Multicolinealidad de la concentración con tamaño y convenios empresa Importancia sexo y estudios
ANDRÉS y GARCÍA (1991)	Encuesta de Condiciones de Vida y Trabajo (año 1985) Muestra de 60.000 observaciones Ramas de toda la economía (agricultura, industria y servicios)	Controles capital humano y otras características personales (edad, sexo, nivel de estudios, estado civil, antigüedad, tipo de contrato y ocupación) Salarios de eficiencia	Controlado el capital humano, permanecen grandes diferencias salariales entre sectores Primas salariales: Seguro y Finanzas (+17%), Serv. Domésticos (-55%) Relación negativa entre prima salarial y rotación
DOLADO y BENTOLILA (1992)	Central de Balances del Banco de España Período 1983-1988 Muestra de 1.167 empresas privadas	Índice de cualificación <i>insiders</i> (fijos) y <i>outsiders</i> (eventuales) Nivel de concentración Productividad y beneficios	Efecto <i>insider</i> : 11% Un aumento de la eventualidad en 1% eleva los salarios de los fijos en 0,33% Efecto <i>outsider</i> signo correcto y significativo
JIMENO y TOHARIA (1993)	Encuesta Piloto Sobre Ganancias y Subempleo (INE), año 1991 Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clases (INE), año 1993	Tipo de contrato según su duración (fijo/eventual) Capital humano y otras características personales (estudios, edad, ocupación) Otros controles (región, rama de actividad, tamaño de la empresa, sector público-privado)	Los trabajadores con contrato eventual ganan entre un 9 y un 11% menos que los trabajadores fijos de similares características Un aumento de la proporción de trabajadores eventuales puede elevar el crecimiento de los salarios
JAUMANDREU y MARTÍNEZ (1994)	Encuesta sobre Estrategias Empresariales Encuesta de Población Activa Muestra de 2.000 empresas manufactureras Año 1990	Capital humano y otras características personales (ocupación, tipo de contrato, sexo y edad) Condiciones de trabajo (jornada, CCAA, sistema de fabricación, etcétera.) Otros controles (sector, margen precio-coste, tamaño, exportación)	Las mujeres y los trabajadores eventuales perciben salarios inferiores Diferencias w espaciales (-25%: Galicia, Extremadura y Andalucía) Efectos significativos del sector y el tamaño; además, relación positiva entre márgenes y salarios
SÁNCHEZ, URBANO y ORTÍ (1995)	Encuesta Industrial Años 1979-1988 89 sectores industriales	Salarios de eficiencia Variables explicativas: productividad, intensidad de capital, evolución empleo Sin controles de capital humano	Existen primas salariales en la industria española; a favor de la hipótesis de salarios de eficiencia La productividad crece cuando lo hacen los salarios o el desempleo
DE LA RICA y UGIDOS (1995)	Encuesta de Estructura, Conciencia y Biografía de Clase (INE, Comunidad de Madrid e Instituto de la Mujer) Año 1991 Muestra final: 1.038 hombres y 1.734 mujeres	Controles capital humano (educación y experiencia) Otros controles (estado civil, propiedad de la empresa y jornada) Descomposición diferencias salariales, método de Oaxaca + corrección sesgo selección muestral (Heckman)	Ratio salarios anuales mujer/hombre: 0,78; en salario por hora: 0,87 Varones: mayores rendimientos universidad y antigüedad, al contrario que la experiencia La autoselección explica el 54% de la desigualdad y el capital humano: 14%
ALÁEZ, LONGÁS y ULLIBARRI (2000)	Encuesta de Estructura Salarial (INE) Muestra de 69.266 asalariados varones del sector privado industrial Año 1995	Diferencias salariales entre sectores y regiones, controlado el capital humano (educación y experiencia) y otras variables (jornada y tipo de contrato) Determinantes de las primas sector-región: coste de la vida, productividad, desempleo, tipo de convenio, tamaño de empresa y temporalidad	Existen diferencias salariales importantes entre sectores y regiones, una vez controlado el capital humano Los salarios sectoriales/regionales aumentan con el tamaño de la empresa y cuanto menor es la temporalidad Influencia significativa del coste de la vida y la productividad Evidencia a favor de un sistema de determinación salarial dual

FUENTE: Elaboración propia.

a 31 de octubre de 1995»<sup>13</sup>. La unidad de referencia es el centro de cotización, concepto diferente al de empresa o establecimiento industrial, pero que en la práctica coincide en la gran mayoría de los casos con este último. Por esta razón y en beneficio de la claridad en la exposición, a lo largo de todo el artículo se hablará de *establecimientos* y no de *centros de cotización*.

Sectorialmente, la EES cubre la industria, la construcción y determinadas ramas de los servicios. No obstante, el ámbito de estudio del trabajo se ha limitado a la industria manufacturera (sección D de la CNAE-93), lo que ha significado trabajar con una muestra final de 9.630 centros de cotización y 92.712 trabajadores.

Las variables de la EES utilizadas en esta investigación son el código de identificación del establecimiento; la Comunidad Autónoma (sólo Madrid; el resto no figura); las Subsecciones de la Industria Manufacturera (DA a DN); el sexo; la edad; la antigüedad; los estudios realizados<sup>14</sup>; el tipo de contrato según su duración; la ganancia hora bruta<sup>15</sup>; y el factor de ponderación<sup>16</sup>.

En el estudio de las diferencias salariales, se han seleccionado 6 de las 14 subsecciones en las que la CNAE-93 subdivide la industria manufacturera española. Se ha tratado de cubrir una gama de ramas de actividad con características diferenciadas en relación con la evolución de la

demanda y el contenido tecnológico del sector, la dimensión media de las empresas, la productividad aparente del trabajo y, entre otros factores, con los salarios medios disfrutados en cada rama. En conjunto, las 6 subsecciones de la CNAE-93 elegidas suman un total de 40.474 observaciones, cifra que representa el 44 por 100 de la muestra final de la industria manufacturera española. Los sectores seleccionados son los siguientes: industria textil y de la confección (DB); industria de la madera y el corcho (DD); industria química (DG); industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico (DK); industria de material y equipo eléctrico, electrónico y óptico (DL); y fabricación de material de transporte (DM).

Además de los 6 sectores enumerados, se ha aplicado el análisis de la varianza a dos submuestras representativas del conjunto de la industria manufacturera: la primera, tomando como población de referencia el total nacional y la segunda, limitándose a los establecimientos localizados en la provincia de Madrid. Esto nos permite, por un lado, comprobar si los resultados del ANOVA cambian sustancialmente cuando la muestra incluye trabajadores pertenecientes a ramas de actividad distintas. Por otro lado, el estudio de la muestra de establecimientos ubicados en Madrid puede servir para evaluar, de forma indirecta, la posible influencia de la localización sobre los salarios, factor que no ha podido controlarse en el resto de estudio por la ausencia de datos.

## 5. El análisis de la varianza

El procedimiento estadístico aplicado en este trabajo es el análisis de la varianza (ANOVA). Esta técnica de análisis multivariante trata de explicar el comportamiento de una variable dependiente, cuantitativa, mediante una serie de variables independientes, llamadas factores, de naturaleza cualitativa. No obstante, suele ser habitual que entre las variables independientes también haya variables cuantitativas. La introducción de estas variables independientes, denominadas covariables, permite controlar las fuentes de variación ya conocidas de la variable dependiente.

<sup>13</sup> Véase INE (1997), página 11.

<sup>14</sup> En relación con la variable *estudios realizados*, el INE ha adaptado la Clasificación Internacional Normalizada de la Educación (CINE) a la estructura organizativa del sistema educativo español. Se han obtenido 59 códigos educativos, agrupados en los siguientes 8 grupos: I.- Sin estudios o primarios incompletos, II.- Educación primaria completa, III.- EGB completa o equivalente, IV.- Bachillerato, V.- Formación profesional de grado medio (FP I), VI.- Formación profesional de grado superior (FP II), VII.- Diplomados universitarios, y VIII.- Titulados superiores (incluye Doctores y postgrado).

<sup>15</sup> El salario por hora se valora en términos brutos, es decir, sin descontar las retenciones a cuenta del I.R.P.F. ni las cotizaciones a la Seguridad Social por cuenta del trabajador. La ganancia salarial recoge la totalidad de los pagos, tanto los relativos a las horas extraordinarias como las pagas extras, y excluye la remuneración en especie, los atrasos, las dietas, las indemnizaciones y los gastos de viaje. Este indicador de ganancia por hora, se ha calculado a partir de la *ganancia anual* y de las *horas efectivamente trabajadas*.

<sup>16</sup> Es el factor de elevación que sirve para pasar de los valores muestrales a los poblacionales.

El análisis de la varianza, a diferencia de la regresión lineal, se centra en el estudio de la contribución relativa de cada factor más que en el análisis de los coeficientes. Matemáticamente, el ANOVA consiste en la descomposición de la varianza de la variable dependiente en varios elementos. Aplicándolo al problema de la determinación de los salarios, se trata de descomponer la suma de cuadrados (SC) total de las ganancias, en los siguientes componentes:

$$SC_{total} = SC_{explicada} + SC_{residual}$$

La suma de cuadrados explicada se descompone a su vez en:

$$SC_{explicada} = SC_{covariables} + SC_{efectos\ principales} + SC_{interacción}$$

Los efectos principales recogen la influencia de las variables independientes cualitativas introducidas en el modelo, mientras que el componente de las covariables, refleja la contribución de las cuantitativas. Asimismo, en el supuesto de que exista interacción entre alguna de las variables independientes, habrá que tener en cuenta un último componente de la suma de cuadrados que recoja su efecto. La interacción se produce cuando la influencia sobre la variable dependiente de uno o varios de los factores o covariables, cambia en función de los valores adoptados por otra de las variables independientes. Dependiendo del número de factores o covariables, la interacción es de segundo orden (dos variables que interactúan:  $A \times B$ ,  $A \times C$ , ...,  $A \times J$ , ...  $I \times J$ ), de tercer orden (tres variables:  $A \times B \times C$ ,  $A \times B \times D$ , ...,  $I \times J \times K$ ), y así sucesivamente. Por último, la suma de cuadrados residual, también llamada varianza del error o intragrupos, hace referencia a las variaciones debidas al azar, derivadas de errores de medida o de diferencias individuales no explicadas por las variables independientes.

El objetivo de este apartado es determinar la contribución de cuatro fuentes distintas de variación de los salarios en la industria manufacturera española:

- *Formación general*: recoge la influencia sobre los salarios del nivel educativo de los trabajadores. La cualificación de la mano de obra es uno de los principales determinantes de las ganancias, especialmente la adquirida en el sistema educativo formal. La *Encuesta de Estructura Salarial* informa sobre los estudios realizados por los trabajadores.

- *Formación específica*: las cualificaciones adquiridas en el puesto de trabajo a través de la experiencia juegan un papel importante en la explicación de las diferencias salariales. La EES informa acerca de la edad y de la antigüedad en la empresa, de cada uno de los individuos encuestados. La formación específica está representada por la edad, la antigüedad, y las dos variables anteriores en su forma cuadrática, para captar la tendencia decreciente de los coeficientes a medida que pasa el tiempo. Estas cuatro variables independientes cuantitativas son las únicas covariables introducidas en el modelo.

- *Discriminación*: la evidencia empírica confirma que, en España, las mujeres y los trabajadores con contratos de duración determinada disfrutan de unas menores ganancias que el resto de la fuerza de trabajo (recuérdese el Esquema 1). La EES suministra información sobre el sexo y el tipo de contrato según su duración, de los trabajadores.

- *Establecimiento*: por último, el factor establecimiento trata de recoger la influencia que tiene sobre los salarios de cada individuo su pertenencia a un determinado centro de trabajo. La *Encuesta de Estructura Salarial* proporciona un código de identificación del establecimiento en el que está ocupado cada trabajador. Dependiendo del tamaño de la muestra en cada sector los niveles del factor establecimiento varían desde un mínimo<sup>17</sup> de 591 en la industria de la madera y el corcho hasta un máximo de 762 en la industria textil y de la con-

<sup>17</sup> El análisis de la varianza se ha aplicado también a dos submuestras del conjunto de la industria manufacturera en Madrid y en el total nacional, integradas por un número inferior de establecimientos y, por tanto, de niveles (430 y 483, respectivamente).

fección. El estudio de este factor tiene una relevancia especial ya que permite comprobar la existencia de desniveles salariales entre los establecimientos que integran la industria española, una vez controladas las características de la fuerza de trabajo<sup>18</sup>.

Un modelo es de efectos fijos cuando se contemplan todos los niveles del factor, mientras que es de efectos aleatorios cuando el estudio del factor se limita a una muestra aleatoria de sus niveles. La información que vamos a explotar en este trabajo responde a un diseño mixto. Todas las variables independientes cualitativas son de efectos con excepción del establecimiento, con un número diferente de categorías en cada sector, dependiendo del tamaño de la muestra encuestada en cada rama de actividad.

Para afrontar el problema de las soluciones múltiples en presencia de multicolinealidad, algunos autores han sugerido realizar una evaluación conservadora de la contribución de cada factor en la explicación de los salarios. Se propone calcular el incremento de la suma de cuadrados explicada cuando el factor objeto de estudio se añade al modelo que incorpora el resto de las variables independientes. La estimación más optimista la ofrece el valor de la  $R^2$  de la regresión directa del factor sobre la variable dependiente. Este va a ser precisamente el procedimiento seguido en este trabajo, en el que se estiman los efectos «puros» o mínimos de cada factor comparando la  $R^2$  de la ecuación formada por todas las variables explicativas con la  $R^2$  que resulta de la ecuación completa menos el factor objeto de análisis. A efectos ilustrativos, se proporcionan además los resultados de la estimación «de máximos», procedente de la ecuación de salarios de cada fuente de variación (factores o covariables) aisladamente.

En la medida en que el modelo de determinación de los salarios a analizar comprende un elevado número de variables independientes —el rango de valores definido por los niveles de los factores establecimiento y formación general es muy alto— se ha considerado oportuno no estudiar las interacciones, para evitar que los grados de libertad se redujeran excesivamente. Además, nos inclinamos a pensar que la influencia de las interacciones debe ser menor, si se parte de la base de que los empleadores tratan de evitar la aparición de desigualdades salariales manifiestas entre trabajadores pertenecientes a un mismo colectivo. Por estas razones, el eventual efecto de las interacciones queda relegado al componente de la suma de cuadrados residual o no explicada por el modelo.

En el Cuadro 1 se presentan las ecuaciones salariales a partir de las cuales se realiza el análisis de la varianza de los salarios en una selección de sectores de la industria manufacturera española. En cada una de las submuestras se han estimado 9 modelos distintos, dependiendo de las variables independientes introducidas en cada caso. Las cuatro primeras —ecuaciones *A*, *B*, *C* y *D*— recogen la estimación «de máximos» sobre la contribución de cada fuente de variación en la explicación del logaritmo del salario bruto por hora de cada trabajador. La ecuación *A* estudia la influencia del factor *formación general*, la *B* la de las covariables relativas a la *formación específica*, la *C* la de los dos factores de la *discriminación*, y la *D* la del factor *establecimiento*. La existencia de multicolinealidad entre las variables independientes hace que el sumatorio de la suma de cuadrados explicada por cada fuente de variación aisladamente, no sea igual a la suma de cuadrados total explicada por la ecuación conjunta (ecuación *I*). Por esa razón se han estimado otras cuatro ecuaciones (*E*, *F*, *G* y *H*) que permiten realizar una aproximación conservadora sobre la contribución de cada una de ellas en la explicación de los salarios. Así, la ecuación *E* comprende todas las variables independientes excepto las relativas a la *formación general*, la ecuación *F* todas menos las de la *formación específica*, la *G* todas menos las de la

<sup>18</sup> En la aplicación del análisis de la varianza al estudio de las diferencias salariales nos hemos apoyado en la tesis doctoral de Erica L. Groshen, en la que se realiza una descomposición de la varianza salarial en dos factores básicos, la ocupación y el establecimiento, y sus interacciones. Véase GROSHEN (1986).

## CUADRO 1

## ANÁLISIS DE LA VARIANZA: ECUACIONES SALARIALES

Ec. A	$W = \mu + \alpha_1 \cdot \text{ESTUD}_1 + \dots + \alpha_n \cdot \text{ESTUD}_{(n-1)} + \varepsilon$
Ec. B	$W = \mu + \lambda_1 \cdot \text{EDAD} + \lambda_2 \cdot \text{EDAD}^2 + \gamma_1 \cdot \text{ANT} + \gamma_2 \cdot \text{ANT}^2 + \varepsilon$
Ec. C	$W = \mu + \delta \cdot \text{VARON} + \sigma \cdot \text{CTOINDEF} + \varepsilon$
Ec. D	$W = \mu + \beta_1 \cdot \text{ESTABLEC}_1 + \dots + \beta_j \cdot \text{ESTABLEC}_{(j-1)} + \varepsilon$
Ec. E	$W = \mu + \lambda_1 \cdot \text{EDAD} + \lambda_2 \cdot \text{EDAD}^2 + \gamma_1 \cdot \text{ANT} + \gamma_2 \cdot \text{ANT}^2 + \delta \cdot \text{VARON} + \sigma \cdot \text{CTOINDEF} + \beta_1 \cdot \text{ESTABLEC}_1 + \dots + \beta_j \cdot \text{ESTABLEC}_{(j-1)} + \varepsilon$
Ec. F	$W = \mu + \alpha_1 \cdot \text{ESTUD}_1 + \dots + \alpha_n \cdot \text{ESTUD}_{(n-1)} + \delta \cdot \text{VARON} + \sigma \cdot \text{CTOINDEF} + \beta_1 \cdot \text{ESTABLEC}_1 + \dots + \beta_j \cdot \text{ESTABLEC}_{(j-1)} + \varepsilon$
Ec. G	$W = \mu + \alpha_1 \cdot \text{ESTUD}_1 + \dots + \alpha_n \cdot \text{ESTUD}_{(n-1)} + \lambda_1 \cdot \text{EDAD} + \lambda_2 \cdot \text{EDAD}^2 + \gamma_1 \cdot \text{ANT} + \gamma_2 \cdot \text{ANT}^2 + \beta_1 \cdot \text{ESTABLEC}_1 + \dots + \beta_j \cdot \text{ESTABLEC}_{(j-1)} + \varepsilon$
Ec. H	$W = \mu + \alpha_1 \cdot \text{ESTUD}_1 + \dots + \alpha_n \cdot \text{ESTUD}_{(n-1)} + \lambda_1 \cdot \text{EDAD} + \lambda_2 \cdot \text{EDAD}^2 + \gamma_1 \cdot \text{ANT} + \gamma_2 \cdot \text{ANT}^2 + \delta \cdot \text{VARON} + \sigma \cdot \text{CTOINDEF} + \varepsilon$
Ec. I	$W = \mu + \alpha_1 \cdot \text{ESTUD}_1 + \dots + \alpha_n \cdot \text{ESTUD}_{(n-1)} + \lambda_1 \cdot \text{EDAD} + \lambda_2 \cdot \text{EDAD}^2 + \gamma_1 \cdot \text{ANT} + \gamma_2 \cdot \text{ANT}^2 + \delta \cdot \text{VARON} + \sigma \cdot \text{CTOINDEF} + \beta_1 \cdot \text{ESTABLEC}_1 + \dots + \beta_j \cdot \text{ESTABLEC}_{(j-1)} + \varepsilon$

DONDE: «W» representa el logaritmo del Salario Bruto por Hora del trabajador; «ESTUD<sub>n</sub>» son variables dicotómicas de los estudios realizados por cada trabajador; «EDAD» refleja la edad de cada trabajador en 1995; «EDAD2» es la edad elevada al cuadrado; «ANT» es la antigüedad del trabajador en la empresa, en 1995; «ANT2» la antigüedad al cuadrado; «VARON» es una variable que toma valor 1 si el individuo es varón, y 0 si es mujer; «CTOINDEF» es una variable dicotómica de valor 1 si el contrato del trabajador es de duración indefinida y de valor 0 si es de duración determinada; «ESTABLEC<sub>j</sub>» representa las variables dicotómicas de cada establecimiento «j»; y por último, «μ» es la ordenada en el origen, «ε» es el término de error y «α<sub>n</sub>», «λ<sub>1</sub>», «λ<sub>2</sub>», «γ<sub>1</sub>», «γ<sub>2</sub>», «δ», «σ» y «β<sub>j</sub>» los coeficientes de cada regresor.

discriminación y la la todas menos las del *establecimiento*. La importancia de cada una de las cuatro fuentes de variación en la determinación de los salarios viene definida por la diferencia entre la suma de cuadrados explicada en la ecuación conjunta (la ecuación I) menos la suma de cuadrados explicada en las ecuaciones E a H. Así, utilizando el coeficiente de determinación ( $R^2$ ), que representa el porcentaje de la suma de cuadrados explicado en cada ecuación respecto a la suma de cuadrados total, la contribución de la *formación general* es igual a  $[R_I^2 - R_E^2]$ , la de la *formación específica*  $[R_I^2 - R_F^2]$ , la de la *discriminación*  $[R_I^2 - R_G^2]$  y la del *establecimiento*  $[R_I^2 - R_H^2]$ .

## 6. Evidencia empírica

En el Cuadro 2 se presentan las características básicas de las ocho muestras —seis sectoriales más dos relativas a Madrid y al conjunto nacional— sobre las que se ha aplicado el análisis de la varianza. En la selección de las seis subsecciones de la CNAE-1993 se ha busca-

do cierta representatividad de la diversidad que se observa en la industria española en materia de composición de la fuerza de trabajo por cualificaciones, dimensión de los establecimientos, y niveles salariales medios, entre otras. De entre las industrias de tipo tradicional se han estudiado la industria textil y de la confección (subsección DB de la CNAE-1993) y la industria de la madera y el corcho (DD), caracterizadas por unos niveles salariales bajos, un menor peso relativo del trabajo cualificado, una mayor tasa de temporalidad y una menor importancia de la empresa de gran dimensión. De entre las industrias avanzadas e intermedias se han analizado la industria química (DG), la industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico (DK), la industria de material y equipo eléctrico, electrónico y óptico (DL) y la fabricación de material de transporte (DM), con niveles salariales relativamente altos, un mayor grado de cualificación de la mano de obra, un mayor peso de la mediana y gran empresa y un mayor grado de utilización de la contratación indefinida, entre otras características. No obstante, también deben señalarse las di-

**CUADRO 2**  
**DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA**

Indicadores	DB	DD	DG	DK	DL	DM	Total	Madrid
<b>Salario hora bruto</b>								
Media . . . . .	1.041	964	2.174	1.692	1.785	1.831	1.544	1.938
Varianza . . . . .	490.204	255.470	1.925.885	897.348	1.359.034	644.562	763.180	1.774.681
<b>Logaritmo salario hora bruto</b>								
Media . . . . .	6,79	6,74	7,52	7,30	7,31	7,43	7,19	7,39
Varianza . . . . .	0,31	0,28	0,33	0,27	0,36	0,19	0,35	0,37
<b>Niveles educativos (%)</b>								
Enseñanza primaria . . . . .	84	86	51	59	51	65	71	56
Enseñanza secundaria . . . . .	13	12	29	30	30	25	21	24
Enseñanza terciaria . . . . .	3	3	21	10	18	10	9	20
<b>Distribución por tamaños (%)</b>								
Menos de 50 trabajadores . . . . .	46,2	72,7	25,8	44,4	29,4	8,8	36,2	30,4
De 50 a 250 trabajadores . . . . .	36,2	27,3	39,7	29,7	29,9	16,1	27,9	28,4
Más de 250 trabajadores . . . . .	17,6	0,0	34,5	25,9	40,7	75,1	35,9	41,2
Edad (media) . . . . .	38	37	41	41	39	42	41	40
Antigüedad (media) . . . . .	12	9	14	14	12	16	14	13
Varón (%) . . . . .	44	87	74	89	76	92	82	77
Contrato duración indefinida (%) . . . . .	78	69	89	84	80	90	83	86
Horas anuales trabajadas . . . . .	1.794	1.809	1.774	1.788	1.780	1.776	1.792	1.777
Total categorías de estudios . . . . .	42	34	47	45	47	46	42	47
Total establecimientos . . . . .	762	591	689	675	703	635	483	430
Total trabajadores . . . . .	7.429	4.209	7.825	6.198	7.280	7.533	4.756	4.937
Total empleo (extrapolación) . . . . .	150.821	39.825	114.621	97.001	124.338	190.799	83.609	105.048

**FUENTE:** Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial (INE).

NOTA: Las correspondencias de los códigos de la CNAE -1993 son las siguientes: industria textil y de la confección (DB), industria de la madera y el corcho (DD), industria química (DG), industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico (DK), industria de material y equipo eléctrico, electrónico y óptico (DL) y fabricación de material de transporte (DM).

ferencias existentes en el interior de este último subconjunto de sectores, especialmente importantes en ámbitos como el peso del empleo femenino (26 por 100 en la industria química y 8 por 100 en la fabricación de material de transporte), del trabajo cualificado (10 por 100 de trabajadores con enseñanza universitaria en la industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico y 21 por 100 en la industria química) o de la

gran empresa (75 por 100 del empleo concentrado en establecimientos de más de 250 trabajadores en la fabricación de material de transporte y sólo el 26 por 100 en la industria de la construcción de maquinaria y equipo mecánico).

En el Cuadro 3 se recogen los principales resultados de la estimación de las ecuaciones salariales a partir de los cuales se elabora el análisis de la varianza. Se pre-

**CUADRO 3**  
**ESTIMACIÓN DE LAS ECUACIONES SALARIALES**

Sectores	Estadísticos	Ecuaciones salariales								
		A	B	C	D	E	F	G	H	I
Textil y confección	R <sup>2</sup>	16,20	28,41	32,48	48,24	63,43	66,40	63,96	47,52	68,75
	Grados libertad	41	4	2	761	767	803	805	47	807
	F	34,82	736,54	1.785,93	8,16	15,06	16,30	14,60	142,20	18,05
Madera y corcho	R <sup>2</sup>	9,51	33,61	28,23	44,34	64,24	62,43	64,96	43,52	67,26
	Grados libertad	33	4	2	590	596	625	627	39	629
	F	13,29	532,20	827,04	4,89	10,89	9,53	10,59	82,36	11,69
Química	R <sup>2</sup>	22,72	23,50	27,32	36,68	57,99	64,91	64,61	54,95	70,76
	Grados libertad	46	4	2	688	694	736	738	52	740
	F	49,72	600,68	1.470,08	6,01	14,18	17,81	17,53	182,32	23,17
Maquinaria y eq. Mecá.	R <sup>2</sup>	16,58	26,77	27,78	39,08	60,69	64,82	65,50	49,75	69,71
	Grados libertad	44	4	2	674	680	720	722	50	724
	F	27,79	566,12	1.191,64	5,26	12,52	14,02	14,39	121,72	17,39
Material eléctrico y elect.	R <sup>2</sup>	30,56	29,35	33,16	50,09	65,73	71,20	71,27	60,45	74,56
	Grados libertad	46	4	2	702	708	750	752	52	754
	F	69,21	755,67	1.805,12	9,40	17,80	21,53	21,53	212,40	25,36
Material de Transporte	R <sup>2</sup>	20,97	21,66	27,22	43,69	54,73	63,85	64,80	50,44	67,92
	Grados libertad	45	4	2	634	640	681	683	51	685
	F	44,15	520,28	1.407,86	8,44	13,02	17,77	18,46	149,27	21,16
Total	R <sup>2</sup>	23,20	29,85	31,75	54,54	67,42	70,89	70,90	52,49	74,14
	Grados libertad	41	4	2	482	488	525	527	47	529
	F	34,74	505,36	1.105,78	10,64	18,09	19,63	19,54	110,67	22,90
Madrid	R <sup>2</sup>	29,47	22,74	25,43	46,97	62,09	68,41	68,96	56,10	72,83
	Grados libertad	46	4	2	429	435	476	478	52	480
	F	44,41	362,88	841,53	9,31	16,94	20,29	20,72	120,03	24,89

**FUENTE:** Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial (INE).

NOTAS: Los códigos utilizados para identificar las ecuaciones salariales se recogen en el Cuadro 1, y sus correspondencias son: A (Formación general), B (Formación específica), C (Discriminación), D (Establecimiento), E (Ec. Completa - Formación general), F (Ec. Completa - Formación específica), G (Ec. Completa - Discriminación), H (Ec. Completa - Establecimiento) e I (Ec. Completa).

Todos los estadísticos F son significativos al 1 por 100.

sentan los coeficientes de determinación, los grados de libertad y el valor del estadístico  $F$  de significación conjunta de los coeficientes en todas y cada una de las muestras y ecuaciones estimadas. Las cuatro primeras columnas, ecuaciones  $A$ ,  $B$ ,  $C$  y  $D$ , reflejan las estimaciones «de máximos» de la formación general, formación específica, discriminación y establecimiento, respectivamente. La formación general explica entre un 9,51 por 100 y un 30,56 por 100 de la variabilidad de las ganancias, según se desprende de los resultados de la primera columna. La formación específica, aproximada mediante la edad, la antigüedad y ambas variables al cuadrado, explica en 6 de las 8 submuestras analizadas un porcentaje mayor de la dispersión salarial (entre un 21,66 por 100 y un 33,61 por 100 de la varianza). A su vez, el factor discriminación presenta una contribución mayor que la formación específica en la explicación de las diferencias salariales en 7 de las 8 muestras analizadas. Finalmente, el factor establecimiento presenta, en todas las muestras, el mayor coeficiente de determinación, en comparación con las otras fuentes de variación salarial analizadas. Controlando únicamente la variable establecimiento somos capaces de explicar entre un 36,68 por 100 (industria química) y un 54,54 por 100 (total nacional) de la variabilidad de los salarios de los trabajadores. La conclusión preliminar que se deduce del estudio de las ecuaciones  $A$ ,  $B$ ,  $C$  y  $D$  es que, jugando todas las fuentes de dispersión examinadas un papel importante en la interpretación de la estructura salarial, el factor establecimiento destaca sobre todas las demás con una mayor contribución relativa en la explicación de la variación de las ganancias. Obsérvese, por otra parte, que la suma de los coeficientes de determinación de las cuatro ecuaciones supera el 100 por 100 en todas las muestras estudiadas. Este resultado deriva de la presencia de multicolinealidad entre las distintas fuentes de variación de las ganancias. Esta circunstancia provoca, como ya se señaló en el apartado 4, que en la estimación de la contribución de cada factor se recoja, en realidad, el efecto salarial común de cada fuente con las restantes.

En la última columna del Cuadro 3 (ecuación  $I$ ) se recogen los coeficientes de determinación de la ecuación completa, es decir, la que integra las cuatro fuentes de variación salarial conjuntamente. Debe subrayarse las elevadas  $R^2$  obtenidas, superiores al 67 por 100 de la varianza de las ganancias en las 8 muestras analizadas. Por su parte, las columnas  $E$ ,  $F$ ,  $G$  y  $H$  presentan los coeficientes de determinación de la ecuación  $I$ , una vez omitidas las variables representativas de cada una de las fuentes de dispersión salarial —formación general ( $E$ ), formación específica ( $F$ ), discriminación ( $G$ ) y establecimiento ( $H$ )—. Calculando la diferencia entre las  $R^2$  de la ecuación completa y las de las ecuaciones  $E$ ,  $F$ ,  $G$  y  $H$  se llega a la estimación «de mínimos» o de efectos puros de cada factor, cuyos resultados se muestran en el Cuadro 4.

En la primera fila del cuadro se recogen los resultados relativos a la industria textil y de la confección. Utilizando el procedimiento descrito se obtiene que el efecto salarial puro atribuible a la formación general es del 5,3 por 100 [ $R_I^2$  (68,75 por 100) –  $R_E^2$  (63,43 por 100)], el de la formación específica del 2,3 por 100 [ $R_I^2$  (68,75 por 100) –  $R_F^2$  (66,40 por 100)], el de la discriminación del 4,8 por 100 [ $R_I^2$  (68,75 por 100) –  $R_G^2$  (63,96 por 100)] y el del factor establecimiento del 21,2 por 100 [ $R_I^2$  (68,75 por 100) –  $R_H^2$  (47,52 por 100)]. De la observación del cuadro se deduce que el factor establecimiento es, nuevamente, el que mayor contribución presenta en la explicación de las diferencias salariales. El efecto salarial puro asociado a la pertenencia a un establecimiento industrial determinado oscila entre un mínimo del 14,1 por 100 en la industria de material y equipo eléctrico, electrónico y óptico (subsección  $DL$ ), y un máximo del 23,7 por 100 en la industria de la madera y el corcho ( $DD$ ). Además, la distancia respecto al segundo factor explicativo de los salarios es notable: en la mitad de las muestras estudiadas su contribución duplica la de la siguiente fuente de variación salarial en orden de importancia. Por otra parte, a diferencia de las conclusiones que se extraían del análisis de las ecuaciones  $A$ ,  $B$ ,  $C$  y  $D$ , se reduce significativamente la influencia de la forma-

CUADRO 4

**ANÁLISIS DE LA VARIANZA SALARIAL:  
EFECTOS PUROS ESTIMADOS SEGÚN FUENTES DE VARIACIÓN**

Sectores	Fuentes de variación			
	Formación general (%)	Formación específica (%)	Discriminación (%)	Establecimiento (%)
DB .....	5,3	2,3	4,8	21,2
DD .....	3,0	4,8	2,3	23,7
DG .....	12,8	5,8	6,1	15,8
DK .....	9,0	4,9	4,2	20,0
DL .....	8,8	3,4	3,3	14,1
DM .....	13,2	4,1	3,1	17,5
Total .....	6,7	3,2	3,2	21,6
Madrid .....	10,7	4,4	3,9	16,7

FUENTE: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial (INE).

ción específica y de la discriminación que, en la mayor parte de los casos (en 7 de las 8 muestras), presentan una menor influencia sobre los salarios que la formación general<sup>19</sup>.

Se puede concluir, por tanto, que la pertenencia de cada trabajador a un establecimiento y, por extensión, a una empresa determinados ejerce una influencia muy importante sobre sus salarios, independientemente de su edad, sexo, cualificación y demás características personales. Los salarios no dependen sólo de *quién* es cada trabajador sino de *dónde* está ocupado. Este hecho explica la aparición de diferencias salariales entre individuos de similar cualificación, en función de cuál sea la empresa que los emplee. Por consiguiente, se

confirman las conclusiones que se deducen de la literatura sobre las primas salariales sectoriales, una vez que se desciende a un estudio más detallado por establecimientos.

En cuanto al análisis de las muestras de la provincia de Madrid y del conjunto nacional, se obtienen resultados consistentes con los que se derivan del análisis por ramas de actividad. Tanto en las estimaciones de máximos como en las de mínimos, el factor establecimiento presenta la mayor contribución en la explicación de los salarios, a gran distancia de la segunda fuente de variación en importancia, la formación general. El efecto «puro» del factor establecimiento se sitúa entre el 16,7 por 100 y el 21,6 por 100 de la suma de cuadrados total de las ganancias horarias, mientras que la formación general lo hace entre el 6,7 por 100 y el 10,7 por 100. Por tanto, en la medida en que la contribución del factor establecimiento se confirma en la muestra de Madrid, no parece plausible sostener que su efecto sobre los salarios obedezca fundamentalmente a la localización, ya que su influencia queda neutralizada en dicha muestra.

<sup>19</sup> El test F de significación conjunta del factor establecimiento, una vez controladas el resto de las variables explicativas, se ha realizado en todas las muestras analizadas, obteniéndose los siguientes resultados: total industria manufacturera (F = 7,34), industria textil (F = 5,92), industria de la madera y el corcho (F = 4,40), industria química (F = 5,57), construcción de maquinaria (F = 5,35), material eléctrico y electrónico (F = 5,16), material de transporte (F = 5,89) e industria manufacturera en Madrid (F = 6,41). Todas ellas son significativas a niveles superiores al 1 por 100.

CUADRO 5

**DESVIACIONES TÍPICAS SUGERIDAS POR EL FACTOR ESTABLECIMIENTO\***

	DB	DD	DG	DK	DL	DM	Total	Madrid
Establecimiento . . . . .	0,26	0,26	0,23	0,23	0,23	0,18	0,28	0,25
Total . . . . .	0,56	0,53	0,57	0,52	0,60	0,44	0,59	0,61

NOTA: \* El cálculo de la desviación típica sugerida se ha calculado con arreglo a la siguiente fórmula: [Desviación típica sugerida = (% suma cuadrados del factor ESTABLECIMIENTO × varianza LNSHB)<sup>1/2</sup>]

FUENTE: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial (INE).

Una forma alternativa de evaluar la importancia de cada fuente de variación salarial consiste en estimar la desviación típica de las ganancias generada por cada factor. En el Cuadro 5 se muestran las desviaciones típicas sugeridas por el factor establecimiento, obtenidas a partir de las estimaciones de los efectos «puros». Se han calculado mediante el producto de la proporción de la suma de cuadrados atribuible al vector establecimiento por la varianza del logaritmo de los salarios en cada muestra, obteniendo a continuación la raíz cuadrada de esa cantidad. Del examen de los resultados se deduce nuevamente que el factor establecimiento juega un papel muy importante en la determinación de los salarios, una vez controlada la composición de la fuerza de trabajo. Las desviaciones típicas generadas por los establecimientos superan el 38 por 100 de las desviaciones típicas totales de los salarios en cada muestra, llegando en algún caso a representar el 49 por 100.

En los Gráficos 1 y 2 se representan los histogramas de los coeficientes de regresión de las variables dicotómicas del factor establecimiento. Partiendo de las estimaciones de la ecuación 1, que introduce todas las variables explicativas, se ha creado una nueva variable que recoge el efecto sobre los salarios del empleo de cada trabajador en un establecimiento determinado, una vez tenida en cuenta la influencia de la composición de la fuerza de trabajo. A continuación, se ha calculado la media ponderada de los coeficientes en cada sector o

muestra analizada. Este resultado se ha restado a cada parámetro para obtener la diferencia salarial de cada establecimiento respecto a la media sectorial, que es lo que realmente se representa en el histograma<sup>20</sup>. Dado que la variable dependiente se expresa en logaritmos, para transformar la diferencia salarial logarítmica de los gráficos en diferencia porcentual se debe calcular la función exponencial de los coeficientes [(e<sup>β</sup> – 1)\*100].

La distribución de las diferencias salariales estimadas se aproxima a la curva normal en las ocho muestras analizadas<sup>21</sup>. La dispersión de los coeficientes es más elevada en la industria textil y de la confección

<sup>20</sup> Las diferencias salariales puras entre establecimientos (β\*) hacen referencia a los desniveles existentes entre las ganancias de los trabajadores de cada establecimiento y la media ponderada del conjunto del sector, una vez controlada la composición de la fuerza de trabajo. Los coeficientes se han obtenido a partir de la siguiente fórmula:

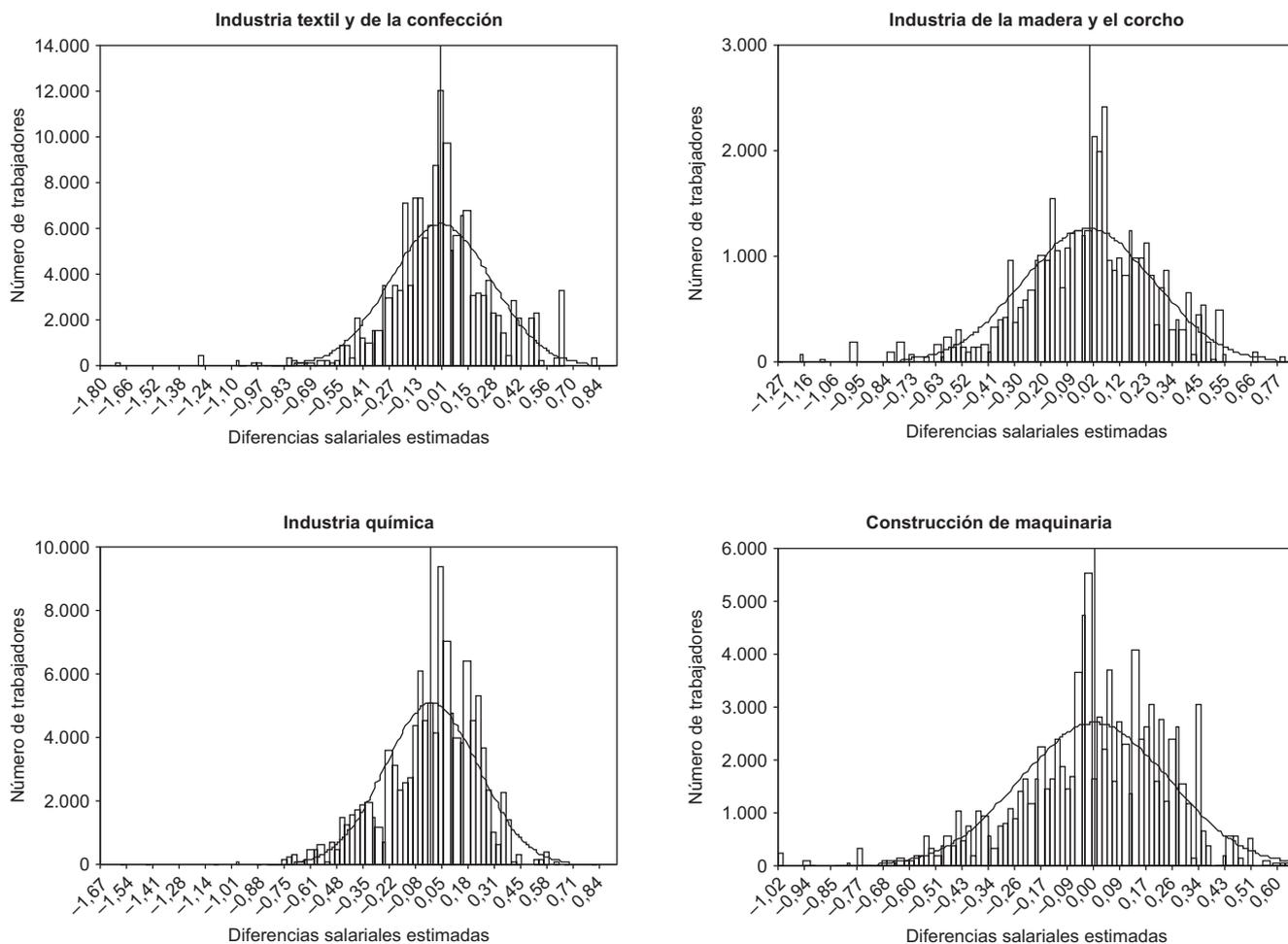
$$\beta_k^* = \beta_k - \gamma_j * \beta_j$$

donde «β<sub>k</sub>\*» representa la diferencia salarial del establecimiento «k» respecto a la media ponderada del sector o muestra analizada, «β<sub>k</sub>» es el coeficiente estimado en la regresión para el establecimiento «k», y «γ<sub>j</sub>» el peso del empleo de cada establecimiento «j» en el total del empleo de la muestra.

<sup>21</sup> Para la elaboración de los histogramas, se han ponderado los coeficientes de cada establecimiento con la suma de los factores de elevación de las observaciones de ese establecimiento, de forma que los histogramas reflejan los resultados poblacionales y no los muestrales. La media de las primas salariales representadas es cero en todos los casos, al haberse transformado los coeficientes originales en diferencias respecto a la media del sector.

GRÁFICO 1

**HISTOGRAMAS: DIFERENCIAS SALARIALES «PURAS» ENTRE ESTABLECIMIENTOS (I)**



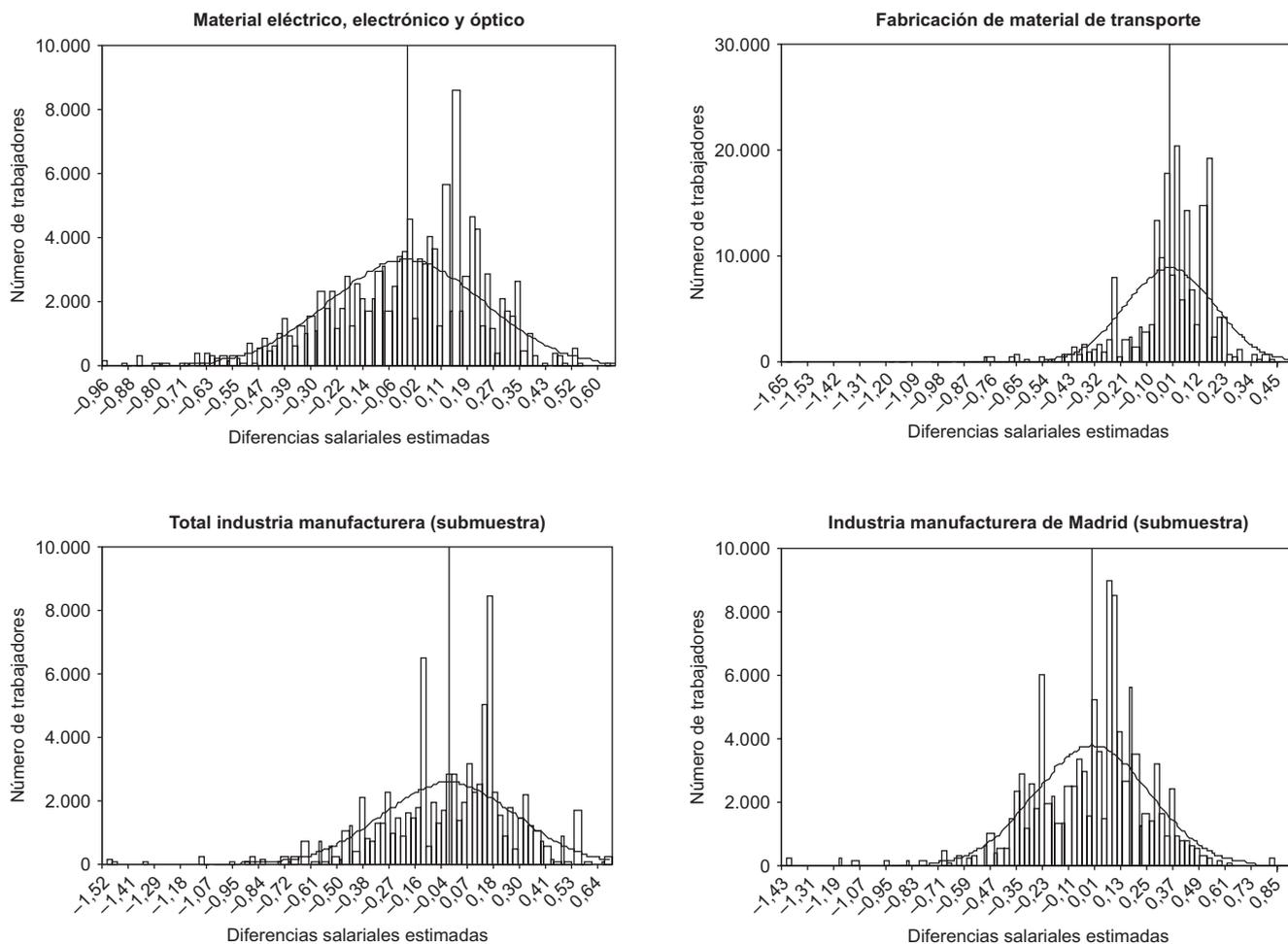
FUENTE: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial (INE).

(desviación típica = 0,27) y en la industria de la madera y el corcho (desviación típica = 0,27) que en el resto de los sectores. La fabricación de material de transporte presenta una menor dispersión (desviación típica = 0,19) como consecuencia de la mayor concentración del empleo en grandes establecimientos. Los tres sectores restantes se sitúan en una posición intermedia (desviación típica = 0,24). En cuanto a las dos mues-

tras intersectoriales, la dispersión es ligeramente más alta (la desviación típica es de 0,26 en la muestra de Madrid y de 0,29 en la del conjunto nacional). Los histogramas ponen de manifiesto la existencia de importantes diferencias salariales entre establecimientos, una vez controlada la composición de la fuerza de trabajo. Por ejemplo, si se acepta que la distribución de los parámetros en la industria textil y de la confección

GRÁFICO 2

**HISTOGRAMAS: DIFERENCIAS SALARIALES «PURAS» ENTRE ESTABLECIMIENTOS (II)**



FUENTE: Elaboración propia a partir de la Encuesta de Estructura Salarial (INE).

se ajusta a la distribución normal, alrededor del 68 por 100 de los individuos se sitúan en el intervalo  $[-0,27; 0,27]$  (es decir, una desviación típica a cada lado de la media). Esto significa que el 16 por 100 de los trabajadores situados en la cola derecha (por encima de 0,27) ganan cuando menos un 72 por 100 más que el 16 por 100 de trabajadores que se sitúan en la cola izquierda (por debajo de  $-0,27$ ).

**7. Conclusiones**

Los resultados del análisis de la varianza realizado a una selección de sectores de la industria manufacturera española han puesto de manifiesto que no sólo la oferta, es decir, la composición de la fuerza de trabajo, sino también la demanda, es decir, los establecimientos que los emplean, ejercen una gran influencia

en la fijación de los salarios. Dependiendo de cuál sea el establecimiento o, por extensión, la empresa en que un trabajador esté empleado, sus salarios pueden variar hasta en más de un 70 por 100, independientemente de la cualificación, edad, sexo o del tipo de contrato que le una a la empresa. En la medida en que se han obtenido resultados similares en la muestra referida a la provincia de Madrid, no parece plausible defender que el efecto que el factor establecimiento ejerce sobre las ganancias de los trabajadores obedezca a diferencias compensadoras asociadas a la localización, al quedar su influencia neutralizada en este caso.

En todas las muestras analizadas, la contribución del factor establecimiento supera con creces la de las demás fuentes de variación salarial. Tomando como referencia los resultados de la aproximación conservadora o «de mínimos», el factor establecimiento explica entre un 14 por 100 (industria de material eléctrico y electrónico) y un 24 por 100 (industria de la madera y el corcho) la dispersión de las ganancias. Por su parte, la influencia de la formación general, segundo factor en orden de importancia, oscila entre un 3 por 100 (sector de la madera) y un 13 por 100 (industria química y fabricación de material de transporte).

Los resultados del análisis de las fuentes de dispersión salarial dentro de cada sector corroboran los obtenidos por la literatura a escala intersectorial. Por ejemplo, en consonancia con los trabajos de Andrés y García (1991) y Aláez, Longás y Ullibarri (2000) (recuérdese el Esquema 1) la composición de la fuerza de trabajo, es decir, los factores formación general y específica, y la discriminación, según la terminología empleada en nuestro estudio, juegan un papel muy importante en la fijación de las ganancias. No obstante, una vez tenidos en cuenta los anteriores factores, existen otros determinantes relacionados con la demanda que ejercen una gran influencia sobre los salarios: la adscripción a una rama de actividad determinada en los dos trabajos anteriores, y la pertenencia a una empresa o establecimiento dado en nuestro estudio.

El único trabajo que conocemos que emplea una metodología estrictamente comparable al nuestro se refiere al mercado de trabajo de los EE UU (véase Groshen (1996)). Por lo general, las conclusiones que se extraen de los dos estudios son bastante similares. En los dos casos, las características de la fuerza de trabajo medidas a través de la ocupación, el sexo, la edad o los estudios realizados, desempeñan un papel muy importante en la definición de los salarios. Además, tanto en el estudio de Groshen como en el nuestro, los establecimientos ejercen una gran influencia sobre las retribuciones, una vez que se tiene en cuenta la composición de la mano de obra. En los seis sectores analizados de la economía norteamericana el factor establecimiento responde de entre el 12 por 100 y el 58 por 100 de la suma de cuadrados total de las ganancias. Además, sólo en uno de esos seis sectores la contribución del factor establecimiento es inferior a la del factor ocupación. Por tanto, a pesar de las diferencias en el método de análisis, las fuentes estadísticas y las instituciones que regulan el mercado de trabajo en ambas economías, debe subrayarse la coincidencia de resultados en las dos investigaciones.

### Referencias bibliográficas

- [1] AKERLOF, G. A. (1982): «Labor Contracts as Partial Gift Exchange», en *The Quarterly Journal of Economics*, volumen XCVII, número 4, noviembre, páginas 543-569.
- [2] ALÁEZ, R.; LONGÁS, J. C. y ULLIBARRI, M. (2000): «Diferencias salariales en España: un análisis sectorial/regional», *Documento de Trabajo de la Universidad Pública de Navarra*, número 2000/07.
- [3] ANDRÉS, J. y GARCÍA, J. (1991a): «Una interpretación de las diferencias salariales entre sectores», en *Investigaciones Económicas* (segunda época), volumen XV, número 1.
- [4] BECKER, G. S. (1964): *Human Capital*, Columbia University Press for NBER. Utilizada la traducción al castellano de 1983: *El capital humano*, Alianza Universidad Textos, Madrid.
- [5] BELL, L. y FREEMAN, R. (1991): «The Causes of Increasing Interindustry Wage Dispersion in the United States», en *Industrial and Labor Relations Review*, volumen 44, número 2, páginas 275-287.
- [6] BROWN, Ch. y MEDOFF, J. (1989): «The Employer Size Wage Effect», *NBER Working Paper Series*, número 2.870.

- [7] BULOW, J. I. y SUMMERS, L. H. (1986): «A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment», en *Journal of Labor Economics*, volumen 4, número 3, páginas 376-414.
- [8] DE LA RICA, S. y UGIDOS, A. (1995): «¿Son las diferencias en capital humano determinantes de las diferencias salariales observadas entre hombres y mujeres?», *Investigaciones Económicas*, volumen XIX (3), septiembre, páginas 395-414.
- [9] DICKENS, W. T. y KATZ, L. F. (1987): «Inter-Industry Wage Differences and Industry Characteristics», en LANG, K. y LEONARD, J. S.: *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, Basil Blackwell, Nueva York.
- [10] DOLADO, J. J. y BENTOLILA, S. (1992): «Who are the Insiders? Wage Setting in Spanish Manufacturing Firms», *Documento de trabajo número 9.229*, Servicio de Estudios del Banco de España.
- [11] GROSHEN, E. L. (1986): *Sources of Wage Dispersion: How Much Do Employers Matter?*, Tesis doctoral, Universidad de Harvard.
- [12] HILDRETH, A. K. G. y OSWALD, A. J. (1997): «Rent-Sharing and Wages: Evidence from Company and Establishment Panels», *Journal of Labor Economics*, volumen 15, número 2, páginas 318-337.
- [13] HOLMLUND, B. y ZETTERBERG, J. (1991): «Insider Effects in Wage Determination. Evidence from Five Countries», *European Economic Review*, volumen 35, páginas 1.009-1.034.
- [14] INE (1997): *Encuesta de Estructura Salarial. 1995*, Instituto Nacional de Estadística, Madrid.
- [15] JAUMANDREU, J. y MARTÍNEZ, E. (1994): «Diferencias de coste laboral en la industria: un modelo empírico y su aplicación a las manufacturas españolas», *Documento de Trabajo número 9.403*, Programa de Investigaciones Económicas de la F.E.P.
- [16] JIMENO, J. F. y TOHARIA, L. (1993): «The Effects of Fixed-Term Employment on Wages: Theory and Evidence from Spain», en *Investigaciones Económicas*, volumen XVII (3), septiembre, páginas 475-494.
- [17] KATZ, L. F. y SUMMERS, L. H. (1989): «Industry Rents: Evidence and Implications», en *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, número 0 (0), Special Issue.
- [18] KERR, C. (1985): *Mercados de trabajo y determinación de los salarios. La «balcanización» de los mercados de trabajo y otros ensayos*, Colección Economía del Trabajo, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- [19] LAYARD, R.; NICKELL, S. y JACKMAN, R. (1991): *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press. Utilizada la traducción al castellano de 1994: *El paro. Los resultados macroeconómicos y el mercado de trabajo*, Colección Economía y Sociología del Trabajo, número 70, MTSS., Madrid.
- [20] MEIXIDE, A. (1983): «Factores explicativos de la estructura salarial industrial: una aproximación al caso español», en *Investigaciones Económicas*, número 22, diciembre, páginas 23-47.
- [21] MELLOW, W. (1982): «Employer Size and Wages», en *The Review of Economics and Statistics*, volumen 64, número 3, agosto, páginas 495-501.
- [22] MINCER, J. (1993): *Studies in Human Capital. Collected Essays of Jacob Mincer*, Edward Elgar, Cambridge.
- [23] ROSEN, S. (1991): «La teoría de las diferencias igualadoras», en ASHENFELTER, O. C. y LAYARD, R. (comps.): *Manual de economía del trabajo*, volumen I, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, Madrid.
- [24] SÁNCHEZ, R.; URBANO, A. y ORTÍ, A. (1995): «Wage Premium in the Industrial Sector of the Spanish Economy: Empirical Evidence», en *Labour*, volumen 9, número 2, páginas 253-274.
- [25] SMITH, A. (1776): *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, volumen I y II. Utilizada la traducción al castellano de la edición de 1976 a cargo de CAMPBELL, R. H. y SKINNER, A. S. (1988): *Investigación sobre la naturaleza y causas de la riqueza de las naciones*, Oikos-tau, Barcelona.
- [26] STIGLITZ, J. E. (1984): «Theories of Wage Rigidity», *NBER Working Paper Series*, número 1.442, septiembre.