

¿OBTIENEN LAS MULTINACIONALES MAYORES RENDIMIENTOS DE SUS ACTIVIDADES DE I+D?

Dolores AÑÓN HIGÓN

Universidad de Valencia y ERI-CES

Miguel MANJÓN ANTOLÍN

Universidad Rovira i Virgili

Juan A. MÁÑEZ

Universidad de Valencia y ERI-CES

Resumen

En este estudio se analiza en qué medida el carácter multinacional de las empresas, definido en términos de su participación accionarial, influye en la relación endógena entre investigación y desarrollo (I+D) y productividad. En particular, la contribución de la I+D a la productividad es analizada para un panel representativo de empresas extraídas de la *Encuesta sobre estrategias empresariales* (ESEE). Los resultados indican que la «multinacionalidad» no ejerce un papel diferencial en los rendimientos obtenidos por la I+D. En cambio, factores como el tamaño de las empresas y la intensidad tecnológica del sector en el que operan, sí parecen conllevar diferencias significativas en los rendimientos.

Palabras clave: I+D, productividad, multinacional.

Abstract

In this study we analyse to what extent the multinational nature of companies, defined in terms of equity holding, affects the endogenous relationship between research and development (R&D) and productivity. In particular, the contribution of R&D to productivity is examined for a representative panel of companies drawn from the *Spanish Survey on Business Strategies* (ESEE). The results show that «multinationality» does not play a differential role in the returns obtained by R&D. However, such factors as the size of the companies and the technological intensity of the sector in which they operate do appear to entail significant differences in the returns.

Key words: R&D, productivity, multinational.

JEL classification: C14, D24, F23, O32.

I. INTRODUCCIÓN (*)

La importancia de la inversión en investigación y desarrollo (I+D) como determinante de la tasa de crecimiento a largo plazo de los países ha sido objeto de un creciente interés en los últimos años, tanto por parte de los investigadores como por parte de los gestores de la política económica. De hecho, la consecución de un incremento significativo de la intensidad del gasto en I+D es una prioridad estratégica de la política a largo plazo de la Unión Europea (UE). En el año 2000 la UE lanzó la Agenda de Lisboa, una ambiciosa estrategia que tenía como objetivo convertir a Europa en la economía del conocimiento más dinámica del mundo en 2010. Dos años después de su lanzamiento, los países miembros de la Unión Europea establecieron el *objetivo de Barcelona*, por el que, siguiendo con el espíritu de la estrategia de Lisboa, se comprometían a incrementar el gasto europeo en I+D hasta el 3 por 100 del PIB (producto interior bruto), debiendo representar el sector privado no menos de dos tercios del gasto total en I+D (1). Una parte sustancial de esta inversión privada en I+D la llevan a cabo empresas multinacionales. Así, por ejemplo, los datos analizados en este estudio muestran que en el período 1992-2002 las multinacionales en España representaban, en promedio, un 20,67 por 100

del total de empresas manufactureras que realizaban I+D, pero su participación en el gasto total en I+D alcanzaba un 58,54 por 100; véase Narula y Zanfei (2005) para evidencia adicional sobre el caso español (2).

Desde un punto de vista microeconómico, es generalmente reconocido que las actividades de I+D son una de las principales fuentes de crecimiento de la productividad empresarial (Griliches, 1980). Sin embargo, numerosos estudios empíricos muestran importantes divergencias en los rendimientos obtenidos por las empresas en sus actividades innovadoras (Griliches y Mairesse, 1983; Hall *et al.*, 2009). Estas divergencias han sido explicadas, principalmente, por el papel jugado por el grado de sofisticación tecnológica (Klevorick *et al.*, 1995) y las condiciones de apropiabilidad (Levin *et al.*, 1987). En cambio, se ha prestado escasa atención al papel que podría jugar el carácter multinacional de la empresa en la relación entre actividades de I+D y productividad, lo que contrasta con la evidente importancia de las empresas multinacionales en las actividades de investigación y desarrollo.

En concreto, existen al menos tres investigaciones previas en torno a esta cuestión: Tsang *et al.* (2008), quienes proporcionan evidencia para em-

presas de Singapur, y Kafourus *et al.* (2008) y Añón y Manjón (2009), quienes proporcionan evidencia para empresas británicas. No obstante, los dos primeros trabajos presentan serios problemas metodológicos (entre otros, el empleo de una especificación *ad hoc* de la función de producción y el no control de la presencia de *shocks* productivos no observables) que podrían causar sesgos de estimación y que, por lo tanto, plantean dudas sobre la fiabilidad de sus resultados. Por su parte, Añón y Manjón (2009) proponen una estrategia de estimación consistente cuya validez depende en gran medida de unas condiciones de identificación que son mucho más restrictivas que las planteadas aquí (Akerberg *et al.*, 2006) (3).

El objetivo de este trabajo es proporcionar evidencia del efecto que tiene el carácter multinacional de la empresa en la relación entre actividades de I+D y productividad en el caso español; se utilizan para ello recientes innovaciones metodológicas que permiten superar las deficiencias observadas en trabajos anteriores. En concreto, el análisis de los efectos del carácter multinacional de la empresa sobre el rendimiento de las actividades de I+D se realiza en dos etapas. En la primera, se emplea el método generalizado de los momentos para estimar consistentemente los coeficientes asociados a los factores productivos de una función de producción Cobb-Douglas, bajo el supuesto de que las expectativas de las empresas sobre la productividad futura dependen tanto de su productividad actual como de los gastos actuales en I+D (Doraszelski y Jaumandreu, 2009; Wooldridge, 2009). Esta primera etapa permite, además, obtener estimaciones de la productividad (no observable) de cada empresa que, en la segunda etapa, se emplean para obtener la distribución muestral de los rendimientos de la I+D a partir de una aproximación numérica (Judd, 1998). De esta manera, podemos hacer inferencias para los distintos grupos de empresas que queramos considerar, lo que en nuestro caso se concreta en una comparativa usando técnicas de dominancia estocástica (Delgado *et al.*, 2002; Mañez *et al.*, 2010) entre la distribución de los rendimientos obtenidos por las empresas domésticas y las multinacionales extranjeras (MNE).

Los resultados obtenidos para una muestra representativa de empresas manufactureras extraída de la *Encuesta sobre estrategias empresariales* para el período 1992-2002 indican que los rendimientos de la I+D no difieren entre empresas nacionales y multinacionales. Por otro lado, los resultados demuestran que otros factores, como el tamaño de la empresa y el grado de intensidad tecnológica del

sector, son cruciales a la hora de explicar las diferencias empresariales en los rendimientos de las actividades de investigación y desarrollo.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo: en el apartado II, se revisan los argumentos teóricos y la evidencia empírica en torno a cómo el carácter multinacional de la empresa puede incidir en la relación entre actividades de I+D y productividad; en el III, se presenta el modelo econométrico y la metodología de estimación; en el IV, se describen los datos utilizados en el análisis, y en el V, se comentan los resultados de la estimación de la elasticidad del gasto en I+D. Por último, las principales conclusiones del trabajo se recogen en el apartado VI.

II. ACTIVIDADES DE I+D, PRODUCTIVIDAD Y MULTINACIONALES

El que las empresas multinacionales puedan obtener mejores rendimientos empresariales ha sido objeto de investigación tanto desde un punto de vista teórico (Caves, 1974) como desde un punto de vista empírico (Doms y Jensen, 1998; Criscuolo y Martin, 2009). No obstante, revisar este conjunto de contribuciones queda fuera de los límites de este trabajo. Dado que el interés aquí se centra en el efecto diferencial que puede suponer el que una empresa sea multinacional en la relación entre sus actividades de I+D y su productividad, a continuación se presentan los principales argumentos teóricos en torno a cuál puede ser el signo que puede tener ese efecto diferencial, para posteriormente analizar la metodología y los resultados obtenidos en estudios empíricos previos.

1. Argumentos teóricos

Las teorías de la internacionalización empresarial sugieren que las multinacionales tienen una serie de ventajas que les permiten compensar los altos costes que implica operar en mercados foráneos. Estas ventajas podrían surgir de la posesión de mejores activos tangibles y, especialmente, intangibles (Aitken y Harrison, 1999); de su habilidad para explotar economías de escala (Dunning, 1993); de los diferenciales de coste de los factores productivos, y/o de la transferencia de conocimiento desde la empresa matriz a sus filiales extranjeras (Bartlett y Ghoshal, 1989).

En particular, las razones que llevan a las empresas multinacionales a expandir internacionalmente sus actividades de I+D son, para Dunning y Narula

(1995), la explotación de los activos originarios de la empresa matriz y/o la adquisición de activos a través de la explotación de ventajas tecnológicas propias del país huésped. En el primer caso, la internacionalización de la I+D respondería a un proceso de transferencia de tecnología hacia las filiales extranjeras con el fin de explotar los activos tecnológicos desarrollados en el país de origen, si bien adaptándolos y modificándolos a las características de los mercados exteriores (Bartlett y Ghoshal, 1989). En el segundo caso, las multinacionales buscan la adquisición de recursos únicos para capturar las externalidades creadas por las empresas e instituciones de los países de destino (Florida, 1997).

En principio, las multinacionales estarían en disposición de obtener mayores rendimientos por sus procesos innovadores debido a que poseen una mayor capacidad innovadora y un mejor régimen de apropiabilidad (Hitt *et al.*, 1997). Su mayor capacidad innovadora viene asociada al hecho de que la empresa multinacional puede acceder a un mayor volumen de recursos globales a un menor coste (Kobrin, 1991) y a una mayor oportunidad de (y capacidad para) aprender del *stock* global de conocimientos proveniente de fuentes internacionales muy variadas: proveedores, consumidores, universidades y/o centros de investigación (Hitt *et al.*, 1997). Paralelamente, Teece (1986) señala que la diversificación internacional mejora el régimen de apropiabilidad de las empresas, a la vez que aumenta la posibilidad de obtener activos estratégicos complementarios que hacen que las multinacionales puedan rendir por encima de las empresas locales. Estas características, unidas al aprovechamiento de las economías de escala y la diversificación de riesgos que confieren los procesos de internacionalización, llevarían a plantear la hipótesis inicial de que las multinacionales deberían obtener mayores rendimientos (en términos de productividad) que las empresas domésticas.

Sin embargo, los costes asociados a la expansión internacional de la I+D podrían contrarrestar los potenciales beneficios que permitían formular la hipótesis anterior. Entre éstos se encuentran, en primer lugar, «la desventaja de ser extranjero» (véase, por ejemplo, Hymer, 1976, y Zaheer, 1995), resultado, en último término, del menor conocimiento por parte de la filial extranjera del mercado local, los costes de reputación y la falta de conexiones con el entramado institucional del país huésped. En segundo lugar, los rendimientos de la I+D obtenidos por las filiales extranjeras con respecto a las autóctonas podrían verse desfavorecidos por los altos costes de

coordinación y los posibles problemas de agencia derivados de una red dispersa de laboratorios de I+D. Finalmente, cabe también considerar los posibles riesgos políticos y de tipo de cambio, y la posibilidad de fuga de conocimientos hacia los competidores locales (Von Zedtwitz y Gassmann, 2002; Gersbach y Schmutzler, 2006).

Por lo tanto, no hay argumentos teóricos concluyentes que permitan establecer un *a priori* teórico sobre el efecto del carácter multinacional de la empresa en los rendimientos de las actividades de investigación y desarrollo.

2. Evidencia empírica

Desde un punto de vista empírico, ha sido ampliamente documentado que las filiales de multinacionales son, en promedio, más productivas que las empresas puramente nacionales (4). No obstante, resulta interesante destacar que estos trabajos analizan cómo la multinacionalidad de la empresa afecta a la productividad, sin explorar la posibilidad de que el carácter multinacional también pudiera condicionar el resultado de determinadas estrategias empresariales, particularmente las relacionadas con la I+D. Paralelamente, la internacionalización de las actividades de I+D ha ido creciendo a lo largo de las últimas décadas (Kuemmerle, 1999; Le Bas y Sierra, 2002), por lo que resulta cada vez más evidente la necesidad de investigar los potenciales efectos diferenciales de este proceso de internacionalización sobre las actividades empresariales.

Sin embargo, hasta donde conocemos, son escasos los trabajos previos que abordan la cuestión de hasta qué punto la superioridad productiva de las multinacionales se traduce también en un mayor rendimiento de sus actividades innovadoras. En particular, estos trabajos se pueden agrupar en aquellos que centran su análisis en los rendimientos obtenidos en el proceso innovador y aquellos que lo centran exclusivamente en los rendimientos de la inversión en I+D (en términos de productividad).

Así, por ejemplo, Criscuolo *et al.* (2010) estudian el papel de la globalización en la relación *input/output* del proceso innovador empleando una función de producción de conocimiento. Su principal conclusión es que en el Reino Unido las empresas multinacionales innovan más, pero no sólo debido al hecho de que utilicen más recursos en este ámbito, sino también gracias a que se benefician de un *stock* global de conocimientos heterogéneos (tanto de la

empresa matriz como de sus filiales). En cambio, Molero y García (2008) concluyen que el proceso innovador de las filiales de multinacionales que operan en España muestra una considerable coincidencia con el que emplean las empresas domésticas.

Respecto a los trabajos que analizan los rendimientos de la inversión en I+D, Kafourus *et al.* (2008) y Tsang *et al.* (2008) concluyen que el grado de internacionalización influye positivamente en la relación I+D/productividad. Por su parte, Añón y Manjón (2009) muestran que las multinacionales del Reino Unido obtienen mayores rendimientos derivados de las actividades de I+D (medidos en términos de productividad) que las empresas domésticas.

En concreto, Kaforous *et al.* (2008) muestran que las empresas británicas necesitan superar un determinado umbral de internacionalización (definido éste como la proporción de ventas en el extranjero sobre el total de ventas) para poder beneficiarse de los rendimientos de la I+D, y Tsang *et al.* (2008), que las filiales extranjeras en Singapur obtienen un mayor rendimiento de sus inversiones en I+D que sus rivales autóctonas (5). Sin embargo, como ya se mencionó en la introducción, estos trabajos adolecen de ciertos problemas metodológicos; entre otros, la utilización de una especificación ad hoc de la función de producción y la no consideración de la presencia de *shocks* productivos no observables en la estimación de la función de producción, lo que tendría como consecuencia que los estimadores empleados podrían ser sesgados (Griliches y Mairesse, 1998).

Añón y Manjón (2009) superan las deficiencias metodológicas de los anteriores estudios recurriendo a un método de estimación consistente, incluso en presencia de *shocks* productivos no observables, y empleando una especificación más flexible de la relación entre I+D y productividad. En concreto, estos autores siguen de cerca la modelización propuesta recientemente por Dorazelski y Jaumandreu (2009), la cual ni requiere imponer hipótesis sobre el proceso de acumulación de la I+D ni tampoco una predicción sobre las condiciones iniciales del proceso acumulativo. Sin embargo, en lugar de emplear un estimador del MGM como proponen Dorazelski y Jaumandreu (2009), Añón y Manjón (2009) optan por adaptar el procedimiento de estimación semiparamétrico propuesto por Levinsohn y Petrin (2003). Aunque en principio válida, esta opción supone imponer unas restrictivas condiciones de identificación en el modelo. En particular, si las cantidades de factor trabajo y consumos intermedios se determinan en el mismo período, el coeficiente asociado al fac-

tor trabajo estaría (no paramétricamente) no identificado (Akerberg *et al.*, 2006).

Los supuestos empleados por Añón y Manjón (2009) pueden resultar válidos en una muestra de empresas maduras y de gran tamaño que operan en un entorno institucional como el del Reino Unido (6). No obstante, parecen poco plausibles en un análisis de grandes y pequeñas empresas españolas como el que se pretende realizar aquí. En consecuencia, la aproximación seguida en este trabajo para evaluar si las filiales de empresas multinacionales obtienen mayores rendimientos de sus inversiones en I+D sigue más de cerca la propuesta de Dorazelski y Jaumandreu (2009) y Wooldridge (2009), estimando una función de producción por MGM tal y como se detalla a continuación.

III. MODELIZACIÓN Y ESTIMACIÓN

Supongamos que las empresas producen un bien homogéneo empleando una tecnología Cobb-Douglas (expresada en términos logarítmicos):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_a a_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \omega_{it} + e_{it} \quad [1]$$

siendo y_{it} la producción de la empresa i en el período t (en nuestro caso, $i = 1, \dots, 2184$ y $t = 1, \dots, T_i$ para $T_i = 3, \dots, 11$), k_{it} el factor capital, l_{it} el factor trabajo y m_{it} los consumos intermedios. La variable a_{it} representa la edad de la empresa, expresada en años, ω_{it} la productividad de la empresa y e_{it} un término de error estándar.

En la estimación de un modelo lineal como el de la expresión [1] hay que tener en cuenta la existencia de correlación entre la productividad, ω_{it} , y los factores productivos; en particular, el trabajo. La empresa, por ejemplo, puede observar los *shocks* de productividad con suficiente antelación como para ajustar el factor trabajo. Esta correlación entre la productividad y el trabajo complica la estimación de [1], puesto que en este contexto el estimador por MCO es sesgado, es inconsistente y los métodos de efectos fijos y variables instrumentales no resultan, en general, apropiados (Akerberg *et al.*, 2006).

Estas deficiencias en los métodos de estimación más tradicionales llevaron a Olley y Pakes (1996) a proponer un método de estimación semiparamétrico que, bajo determinados supuestos sobre la relación entre los *shocks* productivos y la inversión en capital físico, permite obtener estimaciones consis-

tentes de los parámetros del modelo [1]. No obstante, Levinsohn y Petrin (2003) señalan que, a menudo, los datos relativos a la inversión empresarial presentan un fuerte truncamiento en el valor cero, lo que puede provocar importantes pérdidas de eficiencia en la estimación. En cambio, es relativamente común disponer de datos sobre factores de producción intermedios (energía, materiales, etcétera).

En particular, Levinsohn y Petrin (2003) asumen que la demanda de consumos intermedios (m_{it}) que se deriva del programa dinámico de maximización de beneficios es una función de la edad, el capital y la productividad no observable, $m_{it} = m(a_{it}, k_{it}, \omega_{it})$. Además, esta función de demanda de consumos intermedios se supone monótonicamente creciente en ω_{it} , dadas las otras variables de estado, lo cual, bajo determinadas condiciones de regularidad, la hace invertible en ω_{it} . De esta manera, podemos definir $\omega_{it} = h(a_{it}, k_{it}, m_{it})$ y la función $\varphi(a_{it}, k_{it}, m_{it}) = \beta_0 + \beta_a a_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + h(a_{it}, k_{it}, m_{it})$, con lo que la expresión [1] puede reescribirse como:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \varphi(a_{it}, k_{it}, m_{it}) + e_{it} \quad [2]$$

La ventaja de emplear el modelo parcialmente lineal [2], en lugar de la expresión [1], es que el problema de la endogeneidad del factor trabajo desaparece, permitiendo así la estimación consistente de β_j y $\varphi(\cdot)$. Así, por ejemplo, Levinsohn y Petrin (2003) emplean un estimador en series similar al de Olley y Pakes (1996), lo que en la práctica supone estimar [2] por MCO empleando una aproximación polinómica (de grado 3) para $\varphi(\cdot)$. La desventaja de esta derivación es que, en principio, no permite identificar los coeficientes de la edad, del capital y de los consumos intermedios. En consecuencia, estos coeficientes deben obtenerse en una etapa adicional del procedimiento de estimación bajo el supuesto de que la productividad sigue un proceso exógeno de Markov.

No obstante, Akerberg *et al.* (2006) demuestran que, en general, los supuestos empleados por Levinsohn y Petrin (2003) no garantizan la identificación de los coeficientes a menos que el factor trabajo «varíe independientemente de la función no paramétrica» $\varphi(\cdot)$, por lo que estos autores plantean un procedimiento alternativo basado en que las decisiones relativas al factor trabajo inciden en las decisiones relativas a los consumos intermedios.

Un planteamiento similar es el que subyace en la reciente propuesta de Wooldridge (2009: 113), quien, en cierta forma, combina la condición de mo-

mentos empleada por Akerberg *et al.* (2006) con la empleada por Olley y Pakes (1996) y Levinsohn y Petrin (2003), derivando así un estimador del MGM con cuatro características a destacar. En primer lugar, «permite considerar la posibilidad de que la primera etapa de Olley y Pakes (1996) o Levinsohn y Petrin (2003) en realidad contenga información para la identificación de los parámetros de los factores variables». En segundo lugar, dada la estructura lineal resultante, el estimador es relativamente fácil de obtener empleando el *software* econométrico habitual (en nuestro caso, *Stata*, tal y como se describe en Baum *et al.* 2007). En tercer lugar, los errores estándar se obtienen directamente del procedimiento de estimación, sin necesidad de recurrir al *bootstrapping*. Finalmente, la estimación conjunta del sistema de dos ecuaciones sobre el que se construye el estimador proporciona mejoras en la eficiencia respecto a los procedimientos alternativos en dos etapas.

En cualquier caso, el objetivo último de este trabajo no es el análisis de la estimación de los coeficientes de la función de producción, sino la evaluación de la influencia de la «multinacionalidad» en la contribución de la I+D a la productividad. Para ello, en este estudio se sigue la reciente propuesta de Doraszelski y Jaumandreu (2009) y se valora el impacto de la I+D sobre la productividad a partir de la estimación de la expresión [1] bajo el supuesto de que $\omega_{it} = E[\omega_{it} / \omega_{it-1}, r_{it-1}] + \xi_{it}$ (Proceso de Markov «controlado»), siendo $r_{it} = r(a_{it}, k_{it}, \omega_{it})$ la función de demanda de inversión en I+D que se deriva del programa dinámico de maximización de beneficios de la empresa. En la práctica, esta propuesta es de sencilla implementación en el procedimiento de estimación previamente descrito, puesto que, en esencia, se trata de emplear $\varphi = \varphi(a_{it}, k_{it}, m_{it}, r_{it-1})$ en lugar de $\varphi = \varphi(a_{it}, k_{it}, m_{it})$ en la construcción de las condiciones de momentos (7).

Obsérvese que suponer que las expectativas de las empresas sobre la productividad futura dependen tanto de su productividad actual como de los gastos actuales en I+D nos permite considerar la relación endógena entre I+D y productividad sin incluir el *stock* de conocimientos como una variable explicativa adicional. Sin embargo, al no incluir la I+D en el vector de explicativas del modelo, no es posible obtener directamente una estimación de su efecto parcial o marginal (la derivada parcial de la esperanza condicional de la producción real con respecto a la I+D). Pero, dado que una vez estimados los parámetros del modelo es posible obtener una estimación de la productividad no observada, el efecto parcial o marginal de la I+D respecto a la productividad puede ob-

tenerse a partir de una aproximación numérica de la derivada (Judd, 1998). De esta forma, se obtiene la distribución muestral (estimada) de esta elasticidad y se puede proceder a su descripción a partir, por ejemplo, de su media y sus principales percentiles. Además, estos resultados nos van a permitir realizar una comparativa entre los rendimientos obtenidos por distintos grupos de empresas, tales como, por ejemplo, domésticas *versus* multinacionales.

En concreto, para llevar a cabo las comparaciones de las distribuciones estimadas de la elasticidad del gasto en I+D usaremos el concepto de dominancia estocástica de primer orden (Delgado *et al.*, 2002) (8). Así, supongamos que disponemos de dos muestras aleatorias e independientes de productividades, z_1, \dots, z_n y z_{n+1}, \dots, z_{n+m} , que corresponden a dos grupos de empresas (de tamaños n y m) con distintas trayectorias de I+D, y que están gobernadas por las funciones de distribución $F(\cdot)$ y $G(\cdot)$ respectivamente. Diremos que la función F domina estocásticamente a la función G (dominancia de primer orden) si $F(z) - G(z) \leq 0 \forall z \in \mathbb{R}$ y, además, esta desigualdad se cumple estrictamente para al menos un valor de z .

En la práctica, el análisis de dominancia estocástica propuesto se basa en dos contrastes de hipótesis: un contraste de igualdad de las distribuciones (contraste de dos colas) y un contraste del signo de la diferencia (contraste de una cola). De esta manera, si rechazamos la hipótesis nula del contraste de dos colas (H_0 : No existen diferencias significativas entre ambas distribuciones) y no rechazamos la hipótesis nula del contraste de una sola cola (H_0 : Diferencias favorables a la distribución F), entonces se concluye que la función F domina a la función G . En particular, los contrastes de dos y una cola se evalúan, respectivamente, con los estadísticos de Kolmogorov-Smirnov (ks) descritos en Delgado *et al.* (2002). Finalmente, cuando se trabaja con datos de panel,

hay que tener en cuenta que el requisito de independencia de las observaciones exigido por los contrastes de ks implica la necesidad de llevar a cabo los contrastes anualmente, ya que incluir más de una observación para una empresa en una determinada muestra violaría este requisito.

IV. DATOS

Los datos utilizados en este análisis provienen de la *Encuesta de estrategias empresariales* (ESEE) para el período 1992-2002. La ESEE es una encuesta anual representativa de las empresas manufactureras españolas clasificadas por sectores industriales y categorías de tamaño. Todas las empresas de más de 200 trabajadores (*empresas grandes*) son susceptibles de ser incluidas, aunque finalmente su ratio de participación es aproximadamente del 70 por 100. Por su parte, para las empresas de entre 10 y 200 empleados (*empresas pequeñas*) se diseñó un sistema de selección aleatorio que ha dado como resultado una participación de alrededor del 5 por 100. Por último, las empresas con menos de 10 empleados no se incluyen en la muestra.

La muestra completa de la ESEE está compuesta por 18.519 observaciones, las cuales representan una media anual de 1.871 empresas. No obstante, algunas de estas empresas no contestaron a las preguntas necesarias para construir las variables empleadas en este estudio (cuya definición se incluye en el apéndice y cuyos estadísticos descriptivos se recogen en el cuadro n.º 1). Además, para poder construir un panel de datos, se exigió que las informaciones requeridas estuvieran disponibles un mínimo de tres años consecutivos. En consecuencia, nuestra muestra de trabajo contiene 14.428 observaciones, que corresponden a una media anual de 1.311 empresas. En particular, aproximadamente el 15 por

CUADRO N.º 1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	Media	Desviación estándar	Min.	Max.
Producción*	10,14	1,94	0,56	16,70
Edad	29,12	30,38	1,00	123,00
Capital*	9,76	2,38	2,53	17,74
Trabajo*	6,45	1,81	1,79	12,67
Materiales intermedios*	10,63	2,45	2,04	18,42
I+D*	8,14	1,56	2,74	14,91
Multinacional extranjera	0,15	0,35	0,00	1,00

Nota: Los valores de las variables con un asterisco están en logaritmos neperianos.

100 de las empresas están participadas por capital extranjero (y, por lo tanto, son consideradas aquí como multinacionales extranjeras).

V. RESULTADOS

1. Estimaciones de la elasticidad del gasto en I+D: multinacionales versus empresas domésticas

El cuadro n.º 2 presenta las estimaciones de la función de producción [1] empleando distintos métodos de estimación (MCO, efectos fijos, y dos versiones del estimador del MGM descrito anteriormente). Los coeficientes estimados son significativos en todas las especificaciones y tienen un tamaño simi-

lar a aquellos obtenidos en otros estudios. Comparando con la regresión por MCO, los coeficientes del trabajo y de los materiales en el modelo estimado por el MGM decrecen considerablemente tanto cuando se especifica un proceso de Markov exógeno (sin considerar la I+D) como controlado (considerando la I+D). En particular, en este último caso observamos una tendencia a que el coeficiente del trabajo siga disminuyendo y a un ligero aumento del coeficiente del capital (resultado análogo al obtenido por Doraszelski y Jaumandreu, 2009).

En todo caso, nuestro principal objetivo no radica en las estimaciones de los coeficientes de la función de producción, sino en la estimación de las elasticidades del gasto en I+D. Así, en el cuadro n.º 3 mostramos el valor estimado de la elasticidad respecto a

CUADRO N.º 2

ESTIMACIONES DE LA FUNCIÓN DE PRODUCCIÓN

	MCO	Efectos fijos	MGM (Proceso de Markov exógeno)	MGM (Proceso de Markov controlado)
Edad	0,0006*** (0,0001)	0,0005*** (0,0001)	0,0006*** (0,0002)	0,0008*** (0,0003)
Capital	0,0491*** (0,0017)	0,0445** (0,0016)	0,0089*** (0,0028)	0,0265*** (0,0048)
Trabajo	0,3128*** (0,0032)	0,3038*** (0,0073)	0,2686*** (0,0024)	0,2141*** (0,0040)
Materiales	0,6654*** (0,0022)	0,6275*** (0,0045)	0,5952*** (0,0061)	0,6351*** (0,0105)

Nota: La variable dependiente es el logaritmo neperiano de la producción real. Los asteriscos denotan la significación estadística de los coeficientes (tres, dos y un asterisco/s denota/n, respectivamente, significación al 1 por 100, 5 por 100 y 10 por 100). Las estimaciones MGM con Proceso de Markov exógeno corresponden al caso en el que no se emplea la I+D para la estimación de la función ϕ (véase el apartado III para más detalles), mientras que sí se emplea en las estimaciones MGM con Proceso de Markov controlado. Todas las estimaciones se han obtenido con datos del periodo 1993-2002 debido a la inclusión de retardos de las variables en la construcción de la matriz de instrumentos.

CUADRO N.º 3

ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D: EMPRESAS NACIONALES Y MULTINACIONALES

	NÚMERO DE OBSERVACIONES	ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D		
		p25	p50	p75
Todas las empresas	2.980	0,149	0,183	0,221
	1.240	0,146	0,177	0,218
Empresas pequeñas				
Nacionales.....	1.134	0,124	0,149	0,180
Multinacionales	529	0,124	0,149	0,176
Empresas grandes				
Nacionales.....	1.846	0,168	0,198	0,232
Multinacionales	711	0,163	0,199	0,232

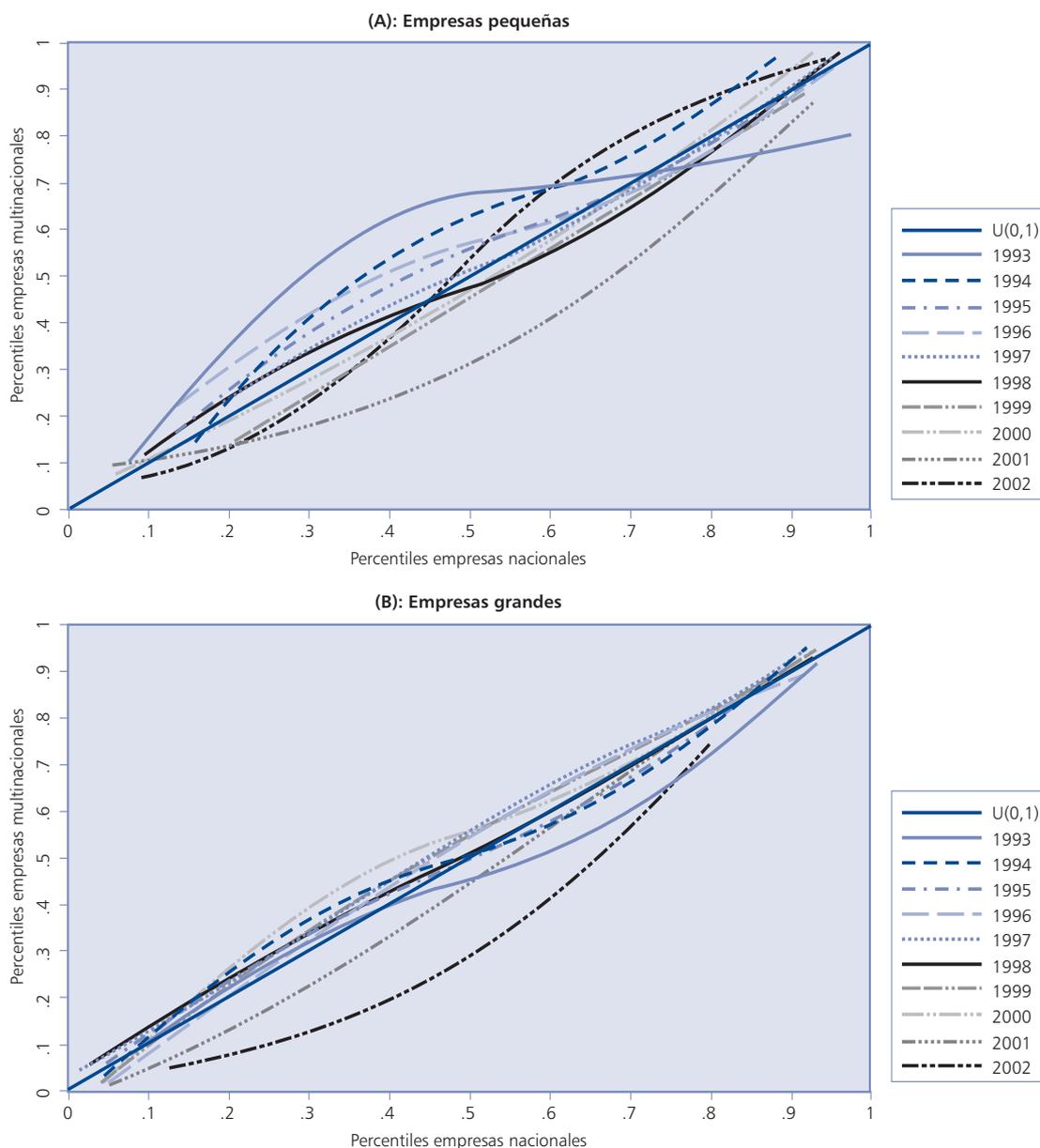
Nota: p25, p50 y p75 denotan, respectivamente, el primer, segundo (mediana) y tercer cuartil de la distribución.
Fuente: Datos ESEE y elaboración propia.

la I+D en los percentiles 25, 50 (mediana) y 75, tanto para las empresas nacionales como para las multinacionales extranjeras. No obstante, dado que el tamaño de la empresa podría condicionar de alguna forma el rendimiento del gasto en I+D, el cuadro número 3 proporciona la comparativa entre empresas multinacionales y domésticas, distinguiendo además entre pequeñas empresas (entre 10 y 200

trabajadores) y grandes empresas (más de 200 trabajadores). Como se puede apreciar, apenas existen diferencias entre empresas multinacionales y nacionales respecto a los valores de los diferentes percentiles presentados.

De hecho, tal y como se puede apreciar en el gráfico 1, esta ausencia de diferencias es extensi-

GRÁFICO 1
DISTRIBUCIONES RELATIVAS DE LA ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D:
MULTINACIONALES CON RESPECTO A EMPRESAS NACIONALES



ble al conjunto de la distribución de la elasticidad del gasto en I+D. En concreto, el gráfico 1 muestra las funciones de distribución relativa de la elasticidad del gasto en I+D para las empresas multinacionales en t y las empresas nacionales en t , para cada año del período 1993-2002 (tanto para las empresas grandes como para las pequeñas) (9). Así, por ejemplo, si las dos distribuciones fueran idénticas, entonces la distribución relativa sería una uniforme $[0,1]$ y coincidiría con la diagonal de los gráficos; en cambio, una posición de la función de distribución relativa por debajo de la diagonal sugiere que la distribución representada en el eje vertical (en este caso, multinacionales) domina estocásticamente a la distribución en el eje horizontal (en este caso, empresas domésticas). Por lo tanto, la conclusión que emerge del gráfico 1 es que la distribución de la elasticidad del gasto en I+D de las empresas multinacionales en t no domina estocásticamente a la de las empresas domésticas en t , en la medida en que, en la mayor parte de los años analizados, las funciones de distribución relativa de la elasticidad del gasto de I+D están muy próximas a la diagonal, tanto para las empresas pequeñas como para las grandes.

Estos análisis descriptivos nos llevarían a rechazar la hipótesis de que las empresas multinacionales obtienen mayores rendimientos de sus inversiones en I+D que las empresas nacionales (en términos de productividad). No obstante, para contrastar estadísticamente si la distribución de elasticidades del gasto de I+D de las multinacionales efectivamente no domina estocásticamente a la de las empresas autóctonas, necesitamos recurrir a los contrastes de KS de una y dos colas definidos en el apartado III. Así, para cada año y grupo de tamaño, se compara $F_t(z_t | \tau = \tau_0)$ vs. $G_t(z_t | \tau = \tau_0)$, siendo F_t y G_t las funciones de distribución de la elasticidad del gasto en I+D para las empresas multinacionales y domésticas, respectivamente, $t = 1993, \dots, 2002$ y $\tau_0 =$ grandes, pequeñas. El cuadro n.º 4 muestra los resultados de estos contrastes. Independientemente del grupo de tamaño considerado y del año analizado, no podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de las distribuciones, lo que confirmaría los resultados del análisis gráfico.

Con el objetivo de ahondar en el origen de estos resultados, en el cuadro n.º 5 se ofrecen datos relativos a las diferentes estrategias de I+D (combinar actividades de I+D interna con la contratación exter-

CUADRO N.º 4

CONTRASTE DE LAS DIFERENCIAS EN ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D ENTRE EMPRESAS MULTINACIONALES Y NACIONALES

	NÚMERO DE OBSERVACIONES		DIFERENCIAS EN LA ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D			IGUALDAD DE LAS DISTRIBUCIONES		DIFERENCIAS FAVORABLES A LAS MULTINACIONALES	
	Multinacionales	Nacionales	p25	p50	p75	Est.	P-Value	Est.	P-Value
<i>Empresas pequeñas</i>									
1993.....	15	64	-0,017	-0,014	0,026	0,697	0,453	0,959	0,298
1994.....	37	93	-0,014	-0,019	-0,007	0,168	0,388	1,096	0,248
1995.....	48	99	-0,013	-0,003	-0,010	0,578	0,272	1,249	0,181
1996.....	44	95	-0,008	-0,013	-0,005	0,642	0,718	0,851	0,432
1997.....	57	105	-0,001	-0,002	-0,005	0,361	0,932	0,627	0,592
1998.....	63	134	0,006	0,005	0,010	0,876	0,598	0,495	0,716
1999.....	58	167	0,003	-0,003	-0,003	0,509	0,982	0,546	0,676
2000.....	69	142	0,010	0,001	0,009	0,940	0,501	0,360	0,837
2001.....	74	127	0,016	-0,003	-0,011	0,839	0,693	0,756	0,482
2002.....	64	108	0,006	0,003	-0,015	0,863	0,815	0,824	0,525
<i>Empresas grandes</i>									
1993.....	59	175	-0,003	0,003	0,006	0,781	0,620	0,457	0,706
1994.....	71	184	-0,005	-0,002	0,005	0,408	0,809	0,648	0,476
1995.....	85	201	-0,004	0,001	-0,005	0,427	0,936	0,566	0,589
1996.....	75	185	-0,004	-0,002	-0,007	0,296	0,659	0,760	0,380
1997.....	75	193	-0,013	-0,001	-0,008	0,312	0,246	1,030	0,151
1998.....	71	193	-0,008	-0,003	0,001	0,294	0,782	0,680	0,458
1999.....	67	192	-0,010	0,000	0,004	0,325	0,271	0,976	0,165
2000.....	74	186	-0,001	-0,004	-0,005	0,282	0,614	0,810	0,356
2001.....	72	174	0,004	-0,001	0,000	0,547	0,946	0,262	0,891
2002.....	62	163	0,012	0,030	0,022	1,456	0,110	0,172	0,965

Fuente: Datos ESEE y elaboración propia.

CUADRO N.º 5

ESTRATEGIAS DE I+D E INTENSIDAD DEL GASTO EN I+D

<i>Estrategia de I+D</i>	<i>Tamaño</i>	<i>Porcentaje de empresas</i>	<i>Intensidad del gasto en I+D</i>
<i>Pequeñas</i>			
I+D interna y I+D externa	Nacionales	44,13	2,87
	Mutinacionales	45,28	2,93
Sólo I+D interna	Nacionales	42,89	1,76
	Mutinacionales	43,20	1,71
Sólo I+D externa	Nacionales	12,98	1,47
	Mutinacionales	11,22	1,79
<i>Grandes</i>			
I+D interna e I+D externa	Nacionales	57,76	5,53
	Mutinacionales	58,11	2,69
Sólo I+D interna	Nacionales	35,12	0,96
	Mutinacionales	33,93	1,03
Sólo I+D externa	Nacionales	7,12	1,27
	Mutinacionales	7,96	1,16

Fuente: Datos ESEE y elaboración propia.

na de I+D; llevar a cabo actividades de I+D únicamente de modo interno a la empresa; contratar únicamente actividades de I+D externas a la empresa) y la intensidad del gasto en I+D (definido como gasto en I+D —declarado por la empresa— sobre ventas) de las empresas de nuestra muestra, distinguiendo tanto entre nacionales y multinacionales extranjeras como entre grandes y pequeñas. Las cifras revelan que, independientemente del tamaño de empresas considerado, los porcentajes de empresas que optan por una determinada estrategia de I+D son similares para empresas nacionales y multinacionales. Además, se constata que para aquellas empresas que han optado por una determinada estrategia no hay una diferencia significativa en la intensidad del gasto en I+D entre empresas nacionales y multinacionales (10).

Por el contrario, las estrategias de I+D seguidas por las empresas grandes y pequeñas son significativamente diferentes, tanto si consideramos las empresas nacionales como las multinacionales. En concreto, la estrategia dominante para las empresas grandes es la combinación de I+D interna con la contratación externa de I+D (casi el 60 por 100 de las empresas grandes optan por esta estrategia), seguida de cerca por la realización de I+D únicamente de forma interna (aproximadamente el 34 por 100 de las empresas grandes optan por esta estrategia). En cambio, el porcentaje de empresas pequeñas que optan por combinar I+D interna y externa se sitúa en torno al 45 por 100, mientras que aproximadamente el 43 por 100 opta exclusivamente por actividades de I+D interna.

El resultado combinado es que el porcentaje de empresas que únicamente contratan I+D externa es mucho mayor entre las empresas pequeñas.

2. El papel del tamaño de la empresa y la intensidad tecnológica del sector

La evidencia empírica presentada muestra que la «multinacionalidad» no es un factor diferencial en los rendimientos obtenidos de la I+D (en términos de productividad). No obstante, es importante subrayar que la comparativa se ha realizado sobre el conjunto de las empresas multinacionales y nacionales. En otras palabras, si bien no se han hallado diferencias significativas en los rendimientos del gasto en I+D obtenidos por las empresas nacionales y multinacionales, ello no significa que estas diferencias no puedan existir entre subconjuntos de empresas nacionales y multinacionales (idealmente, definidos sobre variables exógenas y de carácter discreto). A título ilustrativo, a continuación se explora si, condicional al carácter nacional o multinacional de la empresa, el tamaño y la intensidad tecnológica del sector en el que opera la empresa influyen en el rendimiento de las actividades de investigación y desarrollo.

2.1. Tamaño empresarial

El cuadro n.º 6 recoge, para las submuestras de empresas nacionales y multinacionales, el valor es-

CUADRO N.º 6

ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D: EMPRESAS GRANDES Y PEQUEÑAS

	NÚMERO DE OBSERVACIONES	ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D		
		p25	p50	p75
<i>Nacionales</i>				
Empresas pequeñas	1.134	0,124	0,149	0,180
Empresas grandes	1.846	0,168	0,198	0,231
<i>Multinacionales</i>				
Empresas pequeñas	529	0,124	0,149	0,176
Empresas grandes	711	0,164	0,199	0,232

Fuente: Datos ESEE y elaboración propia.

timado de la elasticidad del gasto en I+D de las empresas pequeñas y grandes en los percentiles 25, 50 y 75. Como se puede apreciar, independientemente del carácter autóctono o multinacional, las empresas grandes alcanzan valores claramente superiores a las pequeñas. Por su parte, el gráfico 2 muestra las funciones de distribución relativa de la elasticidad del gasto en I+D para las empresas grandes en t y las empresas pequeñas en t , para cada año del período 1993-2002. En el gráfico 2 podemos ob-

servar que, independientemente del grupo de tamaño considerado, la función de distribución relativa de la elasticidad del gasto en I+D está por debajo de la diagonal para todos los años, lo que sugiere que la función de distribución de la elasticidad del gasto en I+D de las empresas grandes en t domina a la correspondiente a las empresas pequeñas en t .

Dadas las diferencias observadas entre las distribuciones de productividad de las empresas gran-

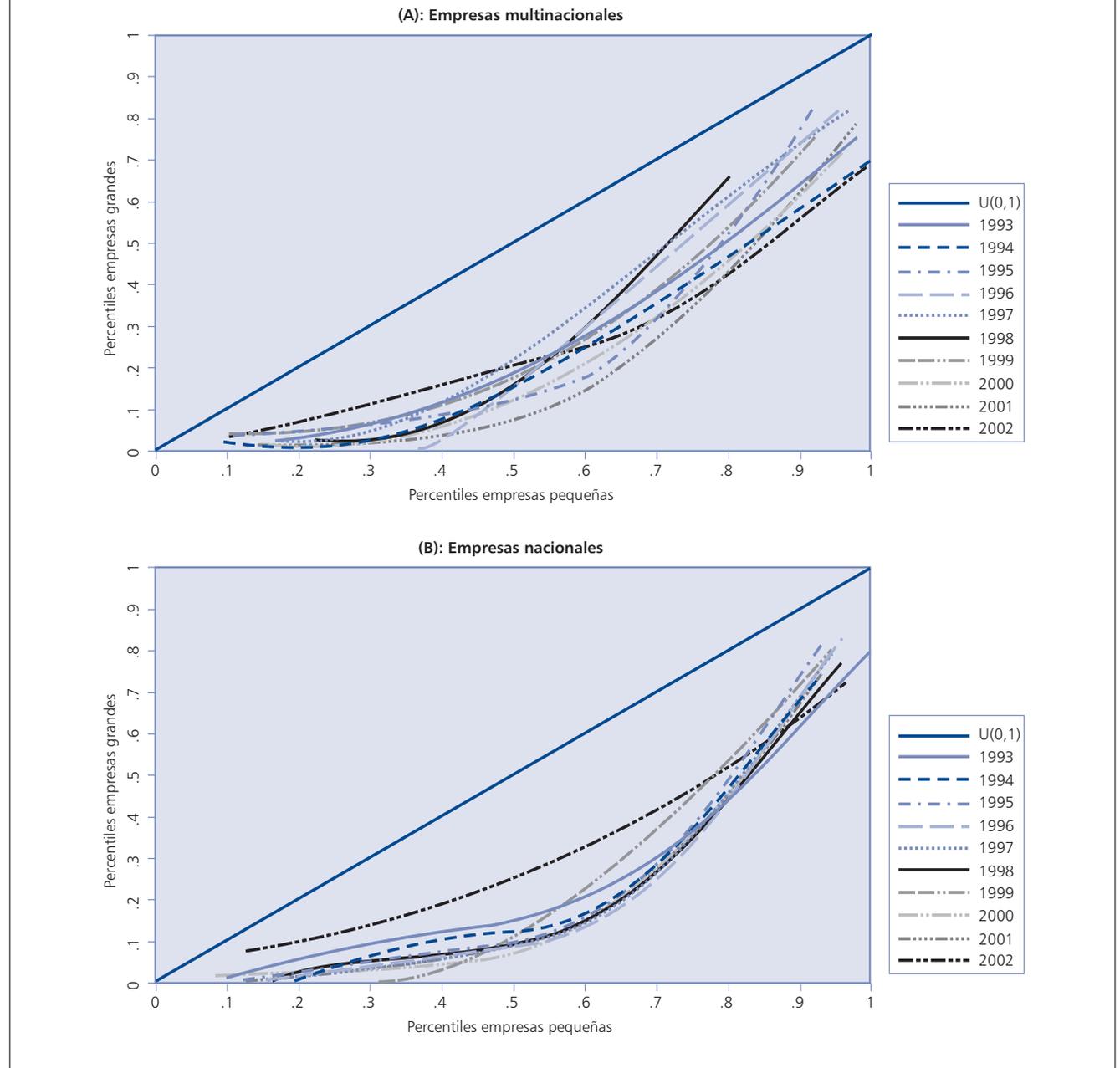
CUADRO N.º 7

CONTRASTE DE LAS DIFERENCIAS EN ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D ENTRE EMPRESAS GRANDES Y PEQUEÑAS

	NÚMERO DE OBSERVACIONES		DIFERENCIAS EN LA ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D			IGUALDAD DE LAS DISTRIBUCIONES		DIFERENCIAS FAVORABLES A LAS EMPRESAS GRANDES	
	Multi.	Nac.	p25	p50	p75	Est.	P-Value	Est.	P-Value
<i>Pequeñas</i>									
1993.....	175	64	0,031	0,040	0,058	3,423	0,000	0,000	1,000
1994.....	184	93	0,042	0,048	0,064	3,995	0,000	0,000	1,000
1995.....	201	99	0,040	0,049	0,044	3,702	0,000	0,000	1,000
1996.....	185	95	0,050	0,052	0,051	4,038	0,000	0,000	1,000
1997.....	193	105	0,045	0,048	0,043	3,858	0,000	0,049	0,997
1998.....	193	134	0,044	0,052	0,064	4,654	0,000	0,000	1,000
1999.....	192	167	0,044	0,047	0,049	3,835	0,000	0,000	1,000
2000.....	186	142	0,054	0,052	0,063	4,427	0,000	0,037	0,998
2001.....	174	127	0,055	0,052	0,060	4,336	0,000	0,000	1,000
2002.....	163	108	0,026	0,045	0,045	2,395	0,003	0,181	0,966
<i>Grandes</i>									
1993.....	59	15	0,044	0,057	0,037	1,786	0,011	0,056	0,996
1994.....	71	37	0,052	0,065	0,075	2,740	0,000	0,000	1,000
1995.....	85	48	0,049	0,053	0,049	2,585	0,000	0,000	1,000
1996.....	75	44	0,055	0,064	0,049	2,618	0,000	0,000	1,000
1997.....	75	57	0,033	0,049	0,041	2,374	0,000	0,000	1,000
1998.....	71	63	0,030	0,044	0,055	2,545	0,000	0,000	1,000
1999.....	67	58	0,030	0,050	0,055	2,233	0,000	0,000	1,000
2000.....	74	69	0,044	0,047	0,049	2,588	0,000	0,000	1,000
2001.....	72	74	0,043	0,055	0,071	3,749	0,000	0,000	1,000
2002.....	62	64	0,032	0,072	0,082	2,774	0,000	0,144	0,978

Fuente: Datos ESEE y elaboración propia.

GRÁFICO 2
DISTRIBUCIONES RELATIVAS DE LA ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D:
EMPRESAS GRANDES CON RESPECTO A EMPRESAS PEQUEÑAS



des y pequeñas, el siguiente paso es contrastar formalmente si la función de distribución de la elasticidad del gasto en I+D de las empresas grandes en t domina estocásticamente a la de las empresas pequeñas en t . Así, para cada año, y tanto para empresas nacionales como multinacionales, se compara $F_t(z_t | \phi = \phi_0)$ vs. $G_t(z_t | \phi = \phi_0)$ usando los contrastes

de una y dos colas definidos en el apartado III, donde ahora F_t y G_t son las funciones de distribución de la elasticidad del gasto en I+D para las empresas grandes y pequeñas, respectivamente, $t = 1993, \dots, 2002$ y $\phi_0 =$ nacionales, multinacionales. El cuadro n.º 7 recoge los resultados de estos contrastes de Kolmogorov-Smirnov.

CUADRO N.º 8

DIFERENCIAS EN LA ELASTICIDAD DE LA I+D POR INTENSIDAD TECNOLÓGICA SECTORIAL: NACIONALES *VERSUS* MULTINACIONALES

	NÚMERO DE OBSERVACIONES	ELASTICIDAD DEL GASTO EN I+D		
		p25	p50	p75
Empresas pequeñas				
<i>Tecnología baja</i>				
Nacionales	495	0,117	0,144	0,169
Multinacionales	117	0,124	0,144	0,168
<i>Tecnología media</i>				
Nacionales	357	0,124	0,147	0,169
Multinacionales	160	0,125	0,153	0,185
<i>Tecnología baja</i>				
Nacionales	282	0,131	0,163	0,198
Multinacionales	172	0,126	0,144	0,183
Empresas grandes				
<i>Tecnología baja</i>				
Nacionales	670	0,158	0,188	0,225
Multinacionales	239	0,150	0,176	0,216
<i>Tecnología media</i>				
Nacionales	648	0,174	0,198	0,231
Multinacionales	263	0,170	0,203	0,238
<i>Tecnología baja</i>				
Nacionales	528	0,174	0,208	0,241
Multinacionales	209	0,176	0,212	0,236

Fuente: Datos ESEE y elaboración propia.

Por un lado, los resultados nos llevan a rechazar la hipótesis nula de igualdad de las distribuciones, tanto para la submuestra de empresas autóctonas como para la de multinacionales. Por otro lado, los resultados no nos permiten rechazar la hipótesis nula de que la elasticidad del gasto en I+D de las empresas grandes sea mayor que la de las empresas pequeñas. Por lo tanto, si comparamos las elasticidades del gasto en I+D para empresas de distinto tamaño observamos que la distribución de la elasticidad del gasto en I+D para las empresas grandes domina estocásticamente a la de las empresas pequeñas, tanto en el caso de empresas nacionales como en el caso de empresas multinacionales.

2.2. Intensidad tecnológica del sector

En el cuadro n.º 8 presentamos nuevamente los valores estimados de la elasticidad del gasto en I+D en los percentiles 25, 50 y 75 de las distribuciones de empresas nacionales y extranjeras, pero en este caso clasificamos las empresas en función de la intensidad del sector tecnológico en el que operan (alta, media y baja) (11). Las cifras nos indican que el grado de intensidad tecnológica del sector en que operan la empresas incide sobre la elasticidad del

gasto en I+D. En concreto, a mayor intensidad tecnológica mayor es el valor de la elasticidad estimada en los distintos percentiles. Sin embargo, de forma análoga a lo observado en todos los análisis previos, las diferencias en cada sector tecnológico entre empresas multinacionales extranjeras y autóctonas no son estadísticamente significativas.

VI. CONCLUSIONES

La evidencia empírica sobre el efecto del carácter multinacional de las empresas sobre el rendimiento de las actividades en I+D es escasa. Este trabajo presenta un primer análisis de cómo en España los rendimientos de las actividades en I+D (en términos de productividad) se ven afectados por el carácter multinacional de la empresa. Los resultados indican que los rendimientos de la I+D no se ven condicionados por el carácter multinacional de las empresas, siendo, por el contrario, relevantes factores como el tamaño de las empresas y la intensidad tecnológica del sector en el que operan.

Además, la ausencia de diferencias relevantes entre las empresas nacionales y las multinacionales extranjeras respecto a estrategias de I+D e intensidad

del gasto en I+D podrían explicar el que no existan diferencias significativas entre los rendimientos de la I+D obtenidos por estos dos grupos de empresas. Paralelamente, las diferencias entre las estrategias de I+D de las empresas pequeñas y grandes podrían constituir un factor explicativo de las diferencias observadas en los rendimientos de la I+D. Finalmente, el hecho de que las empresas grandes muestren rendimientos superiores, siendo su estrategia dominante la realización conjunta de actividades de I+D internas y externas, sugiere la existencia de complementariedades entre I+D interna y externa.

Nuestros resultados, aunque difieren de los obtenidos para otros países como Reino Unido, complementan los encontrados para el caso español por Molero y García (2008). Estos autores, utilizando una muestra y una metodología distintas, concluyen que, a la hora de organizar sus actividades innovadoras, no existen diferencias sustanciales entre las filiales extranjeras en España y las empresas autóctonas. De ello infieren que las empresas multinacionales en España mantienen un comportamiento adaptativo y una actitud pasiva, lo que podría explicar las dificultades que el sector manufacturero español tiene en crear ventajas tecnológicas en sectores internacionalmente dinámicos. Asimismo, en línea con nuestros resultados, estos autores destacan el papel crítico del tamaño y de las oportunidades tecnológicas.

NOTAS

(*) El primer y tercer autor agradecen el apoyo financiero del proyecto ECO2008-04576/ECON, el segundo del proyecto SEJ2007-64605/ECON.

(1) Sin embargo, el objetivo de Barcelona parece difícilmente alcanzable en 2010. Las estadísticas de la OCDE (OECD, 2008) revelan que en 2006 el gasto medio en I+D de los países de la UE-27 era del 1,83 por 100 del PIB, y el de España en particular del 1,2 por 100 (a pesar de haber experimentado un incremento sustancial del gasto en I+D en la última década).

(2) Estos porcentajes corresponden a las proporciones muestrales de la *Encuesta sobre estrategias empresariales* (ESEE) para el periodo 1992-2002, y se han obtenido considerando que una empresa realiza inversión en I+D si declara que en el año t ($t = 1992, \dots, 2002$) ha invertido en I+D, y además declara una inversión positiva en I+D; por su parte, una empresa se ha considerado como multinacional si la participación directa o indirecta de capital extranjero es igual o mayor al 10 por 100.

(3) También cabría mencionar aquí los estudios de Molero y García (2008) y Criscuolo *et al.* (2010), si bien estos trabajos se centran en el proceso innovador, y no analizan explícitamente la relación entre I+D y productividad.

(4) Véase Añón y Manjón (2009) para un repaso de los distintos trabajos empíricos que analizan la relación entre multinacionalidad y productividad.

(5) Obsérvese que, estrictamente, Kafourus *et al.* (2008) no analizan multinacionales, sino el grado de internacionalización de la empre-

sa (definida como la proporción de ventas en el extranjero sobre el total de ventas).

(6) De hecho, Añón y Manjón (2009) argumentan que los resultados obtenidos empleando una aproximación análoga a la utilizada en este estudio (véase el apartado III para más detalles) no son sustancialmente diferentes de los obtenidos a partir de la aproximación semiparamétrica previamente descrita, lo que indicaría que esas condiciones de identificación parecen efectivamente cumplirse en este caso.

(7) Es importante subrayar que la aproximación seguida en este trabajo presenta importantes diferencias respecto a la propuesta de Doraszelski y Jaumandreu (2009). Entre otras cuestiones, estos autores basan su estrategia de identificación y derivación de la productividad no observada en el empleo de una función inversa de demanda de trabajo que, por simplicidad, aquí no se explota.

(8) Este método ha sido utilizado recientemente por Mañez *et al.* (2010) para analizar la relación entre innovaciones de proceso y productividad.

(9) Intuitivamente, estos gráficos representan la equivalencia entre cada uno de los percentiles de la distribución de elasticidades del gasto en I+D de las empresas multinacionales en la escala de percentiles de la distribución de las elasticidades del gasto en I+D de las empresas nacionales (una discusión más técnica puede hallarse, por ejemplo, en Handcock y Morrisk, 1999, y Delgado *et al.*, 2002). En particular, tal y como se ha comentado en la sección previa, el supuesto de independencia entre las observaciones de una misma empresa obliga a realizar comparaciones anuales de las distribuciones de la elasticidad del gasto en I+D.

(10) La única diferencia significativa es que la intensidad del gasto en I+D en el grupo de empresas grandes que combinan I+D «interna» e I+D «externa» es mayor para las empresas domésticas que para las multinacionales.

(11) Los sectores (NACE-93 dos dígitos) de intensidad tecnológica alta son: «Edición y artes gráficas», «Productos químicos», «Máquinas de oficina y proceso de datos», «Maquinaria y material eléctrico» y «Otro material de transporte». Por su parte, los sectores de intensidad tecnológica baja son: «Industrias cárnicas», «Productos alimenticios y tabaco», «Bebidas», «Textiles y vestido», «Cuero y calzado», «Industria de la madera», «Industria del papel», «Industria del mueble» y «Otras industrias manufactureras». El resto son sectores de intensidad tecnológica media.

BIBLIOGRAFÍA

- ACKERBERG, D.A.; CAVES, K., y FRAZER, G. (2006), «Structural identification of production functions», *Working Paper*, Department of Economics, UCLA.
- AITKEN, B., y HARRISON, A. (1999), «Do domestic firms benefit from foreign direct investment? Evidence from Venezuela», *American Economic Review*, 89(3): 605-618.
- AÑÓN HIGÓN, D., y MANJÓN ANTOLÍN, M. (2009), «Does internationalization alter the R&D-productivity relationship?», *Documento de Trabajo*, Departamento de Economía, Universidad Rovira i Virgili.
- BARTLETT, C.A., y GHOSHAL, S. (1989), *Managing Across Borders: The Transnational Solution*. Boston, MA, Harvard Business School Press.
- (1990), «Managing innovation in the transnational corporation», en Bartlett, C., Doz, Y. y Hedlund, G. (eds.), *Managing the Global Firm*, Routledge, Londres: 215-255.
- BAUM, C.F.; SCHAFFER, M.E., y STILLMAN, S. (2007), «Enhanced routines for instrumental variables/generalized method of moments estimation and testing», *Stata Journal*, 7(4): 465-506.
- CAVES, R. (1974), «Multinational firms, competition and productivity in host-country markets», *Economica*, 41(162): 176-193.

- CRISCUOLO, C., y MARTIN, R. (2009), «Multinationals and U.S. productivity leadership: Evidence from Great Britain», *The Review of Economics and Statistics*, 91 (2): 263-281.
- CRISCUOLO, C.; HASKEL, J.E., y SLAUGHTER, M.J. (2010), «Global engagement and the innovation activities of firms», *International Journal of Industrial Organization*, 28(2): 191-202.
- DELGADO, M.A.; FARIÑAS, J.C., y RUANO, S. (2002), «Firm productivity and export markets: a non parametric approach», *Journal of International Economics*, 57: 397-422.
- DOMS, M.E., y JENSEN, J.B. (1998), «Comparing wages, skills, and productivity between domestically and foreign-owned manufacturing establishments in the United States», en BALDWIN, R., LIPSEY, R. y RICHARDSON, J.D. (eds.), *Geography and Ownership as Bases for Economic Accounting*, Chicago, Chicago University Press: 235-255.
- DORASZELSKI, U., y JAUMANDREU, J. (2009), «R&D and productivity: Estimating endogenous productivity», *Working Paper*, Harvard University.
- DUNNING, J.H. (1993), *Multinational Enterprises and The Global Economy*, Addison-Wesley, Nueva York.
- DUNNING, J.H., y NARULA, R. (1995), «The R&D activities of foreign firms in the United States», *International Studies of Management and Organization*, 25 (1-2): 39-73.
- FLORIDA, R. (1997), «The globalisation of R&D: Results of a survey of foreign-affiliated R&D laboratories in the USA», *Research Policy*, 26: 85-103.
- GERSBACH, H. y SCHMUTZLER, A. (2006), «Foreign direct investment and R&D offshoring», *CEPR, Discussion Paper n.º 5766*.
- GRILICHES, Z. (1980), «R&D and the productivity slowdown», *American Economic Review*, 70: 343-348.
- (1998), *R&D and Productivity: The Econometric Evidence*, University of Chicago Press, Chicago.
- GRILICHES, Z., y MAIRESSE, J. (1983), «Comparing productivity growth: An exploration of French and US industrial and firm data», *European Economic Review*, 21: 89-119.
- (1998), «Production functions: The search for identification», en STROM, S. (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HALL, B.H., y MAIRESSE, J. (1995), «Exploring the relationship between R&D and productivity in French manufacturing firms», *Journal of Econometrics*, 65: 263-293.
- HALL, B.H.; MAIRESSE, J., y MOHNEN, P. (2009), «Measuring the returns to R&D», *NBER Working Paper Series*, vol. w15622.
- HANDCOCK, M.S., y MORRISK, M. (1999), *Relative Distribution Methods in Social Sciences*, Nueva York, Springer-Verlag.
- HITT, M.A.; HOSKISSON, R.E., y KIM, H. (1997), «International diversification: Effects of innovation and firm performance in product-diversified firms», *Academy of Management Journal*, 40 (4): 767-798.
- HYMER, S. (1976), *The International Operations of National Firms: A Study of Direct Investment*. Cambridge, MA, MIT Press.
- JUDD, K.L. (1998), *Numerical Methods in Economics*, The MIT Press, Cambridge.
- KAFOUROS, M.I.; BUCKLEY, P.J., y SHARP, J.A. (2008), «The role of internationalization in explaining innovation performance», *Technovation*, 28: 63-74.
- KLEVORICK, A.; LEVIN, R.; NELSON, R., y WINTER, S. (1995), «On the sources and significance of interindustry differences in technological opportunities», *Research Policy*, 24: 185-205.
- KOBRIN, S.J. (1991), «An empirical analysis of the determinants of global integration», *Strategic Management Journal*, 12: 17-31.
- KOLMOGOROV, A.N. (1933), «Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione», *Giornale dell'Instituto Italiano degli Attuari*, 4: 83-91.
- KJEMMERLE, W. (1999), «Foreign direct investment in industrial research in the pharmaceutical and electronic industries - Results from a survey of multinational firms», *Research Policy*, 28: 179-193.
- LE BAS, C., y SIERRA, C. (2002), «Location versus country advantages' in R&D activities: Some further results on multinationals' locational strategies», *Research Policy*, 31: 589-609.
- LEVIN, R.; KLEVORICK, A.; NELSON, R., y WINTER, S. (1987), «Appropriating the returns from industrial R&D», *Brookings Papers on Economic Activity*, 3: 783-831.
- LEVINSOHN, J., y PETRIN, A. (2003), «Estimating production functions using inputs to control for unobservables», *Review of Economic Studies*, 70(2): 317-341.
- MAÑEZ, J.A.; ROCHINA, M.E., y SANCHIS, J.A. (2010), «Process innovations and firm productivity growth», *Small Business Economics*, 34(2): 147-166.
- MOLERO, J., y GARCÍA, A. (2008), «The innovative activity of foreign subsidiaries in the Spanish innovation system: An evaluation of their impact from a sectoral taxonomy approach», *Technovation*, 28(11): 739-757.
- NARULA, R., y ZANFEI, A. (2005), «Globalization of innovation: The role of multinational enterprises», en FAGERBERG, J., MOWERY, D. y NELSON, R.R. (eds.), *The Oxford Handbook of Innovation*, Oxford, Oxford University Press.
- OECD (2008), *OECD Science, Technology and Industry Outlook 2008*, OECD, Paris.
- OLLEY, G.S., y PAKES, A. (1996), «The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry», *Econometrica*, 64(6): 1263-1297.
- SMIRNOV, N.V. (1939), «On the estimation of the discrepancy between empirical curves of distribution for two independent samples.» *Bulletin of Moscow University*, 2: 3-16.
- TEECE, D.J. (1986), «Profiting from technological innovation», *Research Policy*, 15 (6): 285-305.
- TSANG, E.W.K.; YIP, P.S.L., y HENG TOH, M., (2008), «The impact of R&D on value added for domestic and foreign firms in a newly industrialized economy», *International Business Review*, 17(4): 423-441.
- VON ZEDTWITZ, M., y GASSMANN, O. (2002), «Market versus technology drive in R&D internationalization: Four different patterns of managing research and development», *Research Policy*, 31: 569-588.
- WOOLDRIDGE, J.M. (2009), «On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables», *Economics Letters*, 104: 112-114.
- ZAHNER, S. (1995), «Overcoming the liability of foreignness», *Academy of Management Journal*, 38(2): 341-363.

APÉNDICE

DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL CÁLCULO DE LA PRODUCTIVIDAD

Valor de la producción. Valor de las ventas ajustado por la variación neta de existencias. Para calcular la producción a precios constantes, hemos calculado deflatores individualizados por empresa utilizando la información sobre variaciones en el precio efectivo de venta de los productos de la empresa en cada uno de los mercados en los que opera y la participación de las ventas en cada mercado sobre las ventas totales de la empresa.

Trabajo. Número de horas trabajadas. Para calcular esta variable, hemos utilizado la siguiente información de la encuesta: número de trabajadores a tiempo completo y a tiempo parcial, la jornada normal diaria, las horas trabajadas y las horas no trabajadas. El total de horas trabajadas es el resultado de multiplicar el número de trabajadores por la media de horas trabajadas. Para el cálculo del número de trabajadores, hemos utilizado la información del número al final de cada año, tanto a tiempo completo como a tiempo parcial, así como las variaciones de trabajadores a lo largo de cada año.

Capital. Valor total del inmovilizado material. El ajuste de esta variable a términos constantes se ha llevado a cabo usando los índices de precios para bienes de equipo publicados por el Instituto Nacional de Estadística.

Consumos intermedios. Suma de las compras y los servicios exteriores, más la variación de existencias de compras. El ajuste de esta variable a términos constantes se ha efectuado utilizando deflatores individuales por empresa, calculados a partir del precio pagado por la empresa al adquirir los distintos factores de producción: energía y combustibles, materias primas y otros aprovisionamientos y servicios exteriores.

I+D. Gastos en I+D declarados por la empresa. El ajuste de esta variable a términos constantes se ha efectuado utilizando los índices de precios industriales publicados por el Instituto Nacional de Estadística.

Edad. Años desde la fundación de la empresa.

Multinacional. Empresa con una participación extranjera en el capital social superior al 10 por 100.