

## **Influencia de las economías externas de distrito sobre la productividad empresarial: un enfoque multinivel**

María Jesús Ruiz Fuensanta \*

**RESUMEN:** El objetivo de este trabajo es estudiar los condicionantes de la productividad de la empresa ubicada en distritos industriales. Para ello, se toma como referencia el marco que proporciona una función de producción Cobb-Douglas donde se combinan tanto factores internos a la empresa como rasgos propios del distrito de pertenencia que la teoría vincula con el surgimiento de las economías externas de distrito. Esta función de producción es estimada empleando la técnica del análisis lineal jerárquico utilizando una muestra de 1.968 empresas manufactureras pertenecientes a 45 concretas localizaciones de la región de Castilla-La Mancha que reúnen los prerequisites para constituir un distrito industrial marshalliano. Los resultados obtenidos muestran que las economías externas de distrito explican una gran proporción de la variación inter-distritos de la productividad empresarial.

**Clasificación JEL:** D24, L22, R30.

**Palabras clave:** productividad, economías externas, distritos industriales marshallianos, análisis lineal jerárquico.

### **Influence of district external economies on firm productivity: a multilevel approach**

**ABSTRACT:** The aim of this paper is to empirically investigate the factors affecting the productivity of firms located in industrial districts. With this purpose, individual firm characteristics and the three classic Marshallian sources of external economies are combined within the framework of a Cobb-Douglas production function which is estimated using a sample of 1.968 manufacturing firms located in 45 industrial districts to be found in the Spanish region of Castilla-La Mancha. The methodology used in the estimation is the multilevel analysis which is especially appropriate for the analysis of hierarchical data structures. The results show that district external economies explain a large amount of the between-districts variation in labour productivity.

---

\* Departamento de Economía Española e Internacional, Econometría e Historia e Instituciones Económicas. Universidad de Castilla-La Mancha. Facultad de Derecho y Ciencias Sociales. Ronda de Toledo s/n, 13071 Ciudad Real. Tel.: 926 295 300. Ext. 3585. E-mail: [MaríaJesus.Ruiz@uclm.es](mailto:MaríaJesus.Ruiz@uclm.es).

*Recibido: 9 de diciembre de 2008 / Aceptado: 19 de mayo de 2009.*

**JEL Classification:** D24, L22, R30.

**Keywords:** productivity, external economies, Marshallian industrial districts, hierarchical linear analysis.

## 1. Introducción

En 1979, Giacomo Becattini retoma el concepto de distrito industrial formalizado por Alfred Marshall en el libro IV de sus *Principios de Economía* (1920) para dar respuesta a las peculiares aglomeraciones empresariales que caracterizaban el panorama productivo italiano de finales de los años setenta. El economista italiano definió entonces el distrito industrial como «una entidad socio-territorial caracterizada por la presencia activa tanto de una comunidad de personas como de un conjunto de empresas en una zona natural e históricamente determinada». Desde la aparición de dicho artículo el esquema teórico relativo a la figura del distrito industrial marshall-becattiniano se encuentra perfectamente expuesto en una extensa y prolija literatura. En cambio, la investigación empírica se ha tenido que enfrentar al obstáculo que supone la medición de conceptos difícilmente cuantificables —por ejemplo, los valores y actitudes de la comunidad de personas asentadas en el distrito que tan importante papel juegan en la definición de distrito industrial dada por Becattini—, pero que sin embargo desempeñan un papel cardinal en el cuerpo teórico distritualista.

Las aportaciones empíricas en este campo han orientado su esfuerzo, básicamente, a constatar el superior rendimiento económico, bien del distrito en sí —como entidad geográfico-administrativa—, bien de las unidades productivas en él operantes, sirviéndose para ello de comparaciones con realidades de naturaleza distinta a la distritual. Sin embargo, no abundan los trabajos que hayan analizado empíricamente los factores determinantes del efecto distrito, o lo que es lo mismo, que hayan investigado el concreto origen de las economías externas de distrito.

Siguiendo este planteamiento, en este trabajo se efectúa un estudio de los condicionantes de la productividad de las empresas ubicadas en distritos industriales, considerando tanto factores internos a la empresa como rasgos propios del distrito de pertenencia que la teoría vincula con el surgimiento de las economías externas distrituales. De conformidad con lo anteriormente expuesto, en este trabajo se rechaza adoptar como premisa de partida la homogeneidad de los distritos incorporados en el análisis. Todo lo contrario, se considera que cada distrito posee sus propios rasgos distintivos y que esta peculiaridad es susceptible de alterar la forma en que las variables analizadas influyen sobre la productividad de las empresas. Para tomar en consideración estas diferencias, se va a hacer uso del análisis jerárquico, también llamado análisis multinivel, cuya aplicación al campo de la organización industrial resulta desconocida hasta la fecha.

El artículo se organiza de la siguiente manera. En el próximo apartado se efectúa una revisión de la teoría sobre la que se asienta el diseño del modelo empírico que será presentado en el apartado tercero. En la sección cuarta se expone la metodología

empleada en la estimación. Los resultados obtenidos se comentan en el apartado quinto. Finalmente, se exponen las principales conclusiones extraídas.

## 2. Las economías externas de distrito: el «efecto distrito»

Dei Ottati (2006) define el efecto distrito como «el conjunto de ventajas competitivas derivadas de un conjunto fuertemente interconectado de economías externas a las empresas singulares, pero internas al distrito». Estas economías externas tienen su origen, en primer lugar, en los propios caracteres estructurales de la industria asentada en el distrito. Así, recordemos que uno de los rasgos definitorios del distrito industrial marshall-becattiniano es la concentración en él de un número elevado de pequeñas y medianas empresas especializadas en una o unas pocas de las fases en las que se descompone la actividad productiva característica del distrito, entendida siempre en un sentido amplio (Becattini, 1990). A esta particular configuración se debe sumar también el sistema de valores y normas de comportamiento presentes en el distrito —la atmósfera industrial— que se traducen en sincrónicas relaciones de cooperación y competencia entre los agentes económicos que operan en él (Becattini, 1990; Brusco, 1992).

Ambos factores, estructura industrial y sistema de valores, constituyen al unísono la fuente de las tres principales ventajas marshallianas que tradicionalmente se asocian a la ubicación en un distrito industrial: acceso a proveedores especializados, un mercado local de trabajo denso y cualificado, y la generación de *spillover* de conocimiento. Las características de estructura del distrito, fácilmente identificables con los atributos de la *especialización flexible* (Piore y Sabel, 1984), propician que la división del trabajo en el mismo alcance cotas máximas. Este hecho favorece, en primer lugar, que las empresas distrituales tengan fácil y rápido acceso a un mercado de proveedores especializados, tanto de bienes intermedios como de servicios a la producción (Feser, 2002). En este mercado, la negociación vertical entre empresas se ve favorecida por el conocimiento mutuo y la condivisione de la misma cultura empresarial.

En segundo lugar, las empresas ubicadas en el distrito gozan también del acceso a un mercado local de trabajo denso y especializado, integrado por una mano de obra que goza de la habilidad y competencia requerida en la industria vertical del distrito. Esa elevada capacitación profesional deriva, como es lógico, de la especialización que la división del trabajo acrecienta desde un punto de vista meramente técnico. Sin embargo, también puede considerarse el fruto de un proceso histórico relacionado con la tradición industrial del distrito continuada de padres a hijos a partir de mecanismos de transmisión informal de conocimientos (Sengenberger y Pyke, 1992). Esa difusión espontánea del saber, lejos de ser exclusiva del entorno familiar, emplea como vehículo de expansión el conjunto de las «inusualmente frecuentes» interacciones sociales habidas diariamente en el distrito (Becattini, 1990).

Un proceso similar al arriba descrito permite explicar la tercera de las ventajas anteriormente mencionadas, el efecto desbordamiento del conocimiento (*knowledge*

*spillovers*). En este caso, la multiplicidad de intercambios entre las empresas especializadas que se concentran en el distrito —en gran medida favorecidos por el particular clima de confianza que acompaña a las transacciones que en él tienen lugar— son un mecanismo transmisor del conocimiento tácito acumulado en el distrito (Dei Ottati, 2003), a cuya difusión contribuye notablemente la elevada movilidad del factor trabajo.

Existe un buen número de trabajos que, fuera de la literatura específicamente distritualista, han dedicado significativos esfuerzos a investigar el efecto de las economías externas marshallianas asociadas a la especialización productiva —generalmente, contraponiendo su influencia a la ejercida por las economías de diversidad— sobre el desarrollo territorial expresado en sus distintas formas (crecimiento del empleo, productividad, etc.)<sup>1</sup>. La unidad geográfica tomada como referencia en estos trabajos es también muy variada, comprendiendo desde el estudio de las ciudades como el efectuado por Glaeser *et al.* (1992), hasta la consideración de ámbitos territoriales más amplios como en el trabajo de Ciccone y Hall (1996), pasando por el sistema local de trabajo utilizado por Combes (2000), que por su dimensión se asemeja más al concepto de distrito industrial que aquí se maneja. En consonancia con la diversidad de enfoques adoptados por estos trabajos, los resultados obtenidos son igualmente muy heterogéneos. Sin embargo, salvo excepciones como el trabajo de Feser (2002), su principal limitación deriva del hecho de haberse circunscrito, en su gran mayoría, a vincular el desempeño territorial con el grado de aglomeración sin entrar a diferenciar entre las posibles fuentes de esta última (Rosenthal y Strange, 2004).

La especificidad de la aglomeración territorial que constituye el distrito industrial, titular de unos rasgos distintivos perfectamente definidos en la literatura de referencia y aquí resumidos, aconseja adoptar una perspectiva diferente para el estudio de las economías externas distrituales. En concreto, en este trabajo se adopta la clasificación de las economías externas de distrito efectuada por Bellandi (2002; 2003) quien, atendiendo a su origen, distingue entre economías de especialización, economías de aprendizaje y economías de creatividad.

En la base de las economías de especialización se sitúa la descomposición en fases del proceso productivo y las reiteradamente mencionadas características de estructura del distrito. Ambas circunstancias permiten a la empresa distritual el uso de su plena capacidad productiva interna y la obtención de economías de escala.

Por su parte, las economías de aprendizaje tienen su origen en los procesos de adiestramiento formal e informal que se desarrollan en el distrito. En el primero de los casos se hace referencia al conjunto de actividades formativas, relacionadas básicamente con la industria principal del distrito, organizadas expresamente tanto por las empresas como por entidades públicas y otras entidades privadas con el ánimo de mejorar la capacidad productiva de la mano de obra integrante del mercado local de trabajo.

---

<sup>1</sup> Rosenthal y Strange (2004) efectúan una exhaustiva revisión del cuerpo de literatura empírica que ha surgido a propósito del estudio de los efectos de las economías de aglomeración.

Por lo que atañe al adiestramiento informal, para explicar su fundamento es preciso aludir nuevamente a la particular fusión entre la industria y la comunidad de personas que habitan el distrito. La perfecta imbricación de ambos elementos constitutivos del sistema distritual permite el continuo fluir de conocimiento tácito conteniendo «los misterios» de la industria localizada que, de esta forma, como si de un proceso de ósmosis se tratara, son aprehendidos por la población radicada en el distrito.

Finalmente, en el caso de las economías de creatividad los beneficios para las empresas del distrito proceden de la interacción con la multiplicidad de enfoques que coexisten dentro de sus límites. La alta división del trabajo y la recíprocamente abultada concentración territorial de agentes económicos en el distrito exige, y permite al mismo tiempo, que la empresa del distrito mantenga frecuentes contactos no sólo con las organizaciones productivas encuadradas en la misma filiera, sino también con empresas pertenecientes a actividades secundarias y/o auxiliares de aquélla que se identifica con la especialización industrial del distrito. Estos encuentros constituyen una oportunidad idónea para el intercambio de información. Esa información será más valiosa, por lo que respecta a su posible actuación como fuente de inspiración creativa, cuanto más lejano se sitúe su origen respecto de la concreta actividad desarrollada por la empresa. La observación de los competidores directos conduce, generalmente, a la introducción de innovaciones que tienen que ver más con la imitación que con un proceso de innovación propiamente dicho. En cambio, la relación con empresas ubicadas en el distrito, pero cuya actividad queda fuera de su principal sistema de producción local —definido en un sentido estricto—, facilita el contacto con enfoques y perspectivas distintas que pueden actuar como estímulo creativo para dar soluciones nuevas a viejos problemas.

Este fundamento es el mismo que se oculta tras las economías de diversidad tal y como fueron identificadas originariamente por Chinitz (1961) y posteriormente por Jane Jacobs (1969). Para esta última, los más importantes efectos *spillover* de conocimiento son los que se producen entre empresas pertenecientes a industrias distintas. Por esta razón, a primera vista, quizá pueda parecer un contrasentido hablar de diversidad en el contexto del distrito industrial, caracterizado por un elevado grado de especialización productiva. No obstante, como Rosenthal y Strange (2006) se encargan de recordar, el propio Marshall (1920: 273-274) reconoce el valor de la diversidad productiva como un medio para complementar adecuadamente la base productiva local y reducir el riesgo que entraña la concentración de la industria en una única actividad. En definitiva, por tanto, el efecto asociado con la especialización productiva no excluye de facto la posible influencia ejercida por la diversidad concierne al resto del empleo local (Rosenthal y Strange, 2004).

Las ventajas competitivas que se derivan de la particular atmósfera industrial presente en el distrito se traducen en el superior desempeño de la empresa distritual, que ha permitido hablar de la existencia de un «efecto distrito». De hecho, la mayor parte de las contribuciones empíricas en este campo de conocimiento se han dedicado a constatar la presencia de dicho efecto distrito por medio de la comparación de las unidades productivas ubicadas dentro y fuera del mismo. En particular, algunos de tales estudios han comprobado que las empresas ubicadas en distritos industriales

gozan de niveles de productividad más elevados (p. ej., Cainelli y De Liso, 2005; Cingano y Schivardi, 2003; Fabiani *et al.*, 2000; Hernández y Soler, 2003; Signorini, 1994; Soler, 2001; Soler y Hernández, 2001).

Partiendo de estas contribuciones, en este trabajo se pretende dar un paso más, comparando las propias aglomeraciones marshallianas para investigar qué factores son los que influyen sobre la productividad de la empresa localizada en un distrito industrial.

### 3. Especificación del modelo

Para efectuar el estudio de los factores determinantes de la productividad de la empresa distritual se parte del esquema teórico que proporciona una función de producción. En concreto, en este trabajo, al igual que se hiciera en estudios similares<sup>2</sup>, se asume que la relación entre la cantidad producida de bienes y los *inputs* incorporados al proceso productivo viene explicada por una función de producción de tipo Cobb-Douglas en la que se ha relajado la asunción de rendimientos constantes de escala y que ha sido ampliada también para recoger la influencia de las economías externas distrituales sobre la productividad empresarial. Así definida, la función de producción de referencia en este análisis adopta la siguiente expresión:

$$Y_{id} = A_{id} L_{id}^{\beta_d^L} K_{id}^{\beta_d^K} R_{id}^{\beta_d^R} \quad [1]$$

donde los subíndices *i* y *d* se refieren, respectivamente, a la empresa y al distrito, la variable *Y* representa el valor añadido, *L* recoge el empleo, *K* representa el *stock* de capital y *R* mide específicamente el capital en I+D<sup>3</sup>. Por su parte, *A* es un parámetro tecnológico de carácter multiplicativo y externo a la empresa que actúa

<sup>2</sup> Dentro del reducido conjunto de trabajos que, utilizando técnicas paramétricas, se enmarcan específicamente en el estudio de la productividad de las empresas distrituales, se ha optado mayoritariamente por el uso de la función Cobb-Douglas como marco teórico de referencia. Es el caso de las ya mencionadas aportaciones de Signorini (1994), Fabiani *et al.* (2000), Cingano y Schivardi (2004) y Cainelli y de Liso (2005). Dejando a un lado este particular campo de investigación, abundan también los artículos que utilizan esta concreta función de producción como punto de partida en sus análisis empíricos. Para España, por mencionar algunos, pueden citarse los trabajos de Gumbau, (1998), Hernández de Cos *et al.* (2000), Hernando y Vallés (1994), Martín-Marcos y Suárez-Gálvez (2000), Sanchís (1996) y Serrano (1996). Fuera de nuestras fronteras también la han usado autores como Bönnte (2003), Griliches (1986), Hay y Liu (1997) y Nickell (1996), entre otros.

<sup>3</sup> Siguiendo a Bönnte (2003) en este trabajo se ha considerado el *stock* de I+D acumulado por la empresa como un factor de producción adicional que entra de forma separada en la función de producción en un intento de aislar la influencia de la componente de innovación sobre la productividad empresarial. Se es consciente, sin embargo, de las dificultades que esto entraña, entre otras cosas, por la complejidad asociada a la medición del concepto. Dicha complejidad se agrava cuando el objeto de análisis son las pequeñas y medianas empresas, para las cuales la innovación viene generalmente incorporada vía la adquisición de nuevos equipos que, desde el punto de vista contable, son considerados como activo material. Por esta razón, es de esperar que parte del efecto ejercido por la I+D sobre la productividad de la empresa se materialice en la elasticidad del *output* respecto del *stock* de capital, *K*.

incrementando proporcionalmente la productividad de los distintos *inputs* (Bönte, 2003). La modelización de este parámetro en función de ciertas características distrituales constituirá el mecanismo por medio del cual contemplar en la función de producción la influencia de las externalidades generadas en el interior del distrito.

A continuación, se toman logaritmos en la función de producción —de esta forma los coeficientes obtenidos en la estimación se identifican automáticamente con la elasticidad del *output* frente a los distintos *inputs* considerados— y se incluye en la ecuación el retardo de la variable dependiente. El resultado de estas operaciones queda reflejado en la siguiente expresión, donde la letra minúscula representa la variable en logaritmos y  $\varepsilon_{id}$  es un término de error de media cero que se supone incorrelacionado con las variables explicativas:

$$y_{id} = a_d + \lambda_d y_{id, t-1} + (1 - \lambda_d) \beta_d^L l_{id} + (1 - \lambda_d) \beta_d^K k_{id} + (1 - \lambda_d) \beta_d^R r_{id} + \varepsilon_{id} \quad [2]$$

La inclusión de la variable dependiente retardada se justifica por la posible existencia de un desfase temporal en el ajuste de la producción a cambios en las cantidades de los *inputs*. Cuando se contratan nuevos trabajadores o se adquiere nuevo equipo es habitual que transcurra un cierto lapso de tiempo hasta lograr su plena operatividad (Hernando y Vallés, 1994; Nickell *et al.*, 1992; Nickell, 1996; Suárez, 2001). Como señalan Ayed-Mouelhi y Goañed (2003), de ignorar esta circunstancia en la función de producción se estaría incurriendo en un grave error de especificación. El parámetro  $\lambda$  constituye, por tanto, una medida de la velocidad de ajuste del *output* a su nivel óptimo y su valor dependerá, entre otros factores, de la calidad de la gestión y organización empresarial (Ahn *et al.*, 2000). Dada la previsible heterogeneidad de este factor a lo largo de la población de empresas, Ayed-Mouelhi y Goañed (2003) consideran conveniente que en la estimación de la función se permita a  $\lambda$  variar entre empresas, aunque reconocen la imposibilidad de este extremo cuando el tamaño muestral es elevado, dado el excesivo número de parámetros a estimar en ese caso. Haciéndonos eco de lo anterior, en este trabajo se va a adoptar una postura intermedia permitiendo que  $\lambda$  varíe por distritos en lugar de por empresas. De esta forma se obtiene una valoración indirecta de la posible influencia de factores externos a la empresa e internos al distrito en la rapidez de la respuesta empresarial frente a cambios en la tecnología de producción.

La ecuación anterior puede reescribirse utilizando la productividad del factor trabajo ( $y_{id} - l_{id}$ ) como variable dependiente:

$$\begin{aligned} (y_{id} - l_{id}) = & a_d + \lambda_d (y_{id, t-1} - l_{id}) + (1 - \lambda_d) \beta_d^K (k_{id} - l_{id}) + \\ & + (1 - \lambda_d) \beta_d^R (r_{id} - l_{id}) + \\ & + (1 - \lambda_d) (\beta_d^L + \beta_d^K + \beta_d^R - 1) l_{id} + \\ & + \sum_1^m \alpha_m X_{m, id} + \varepsilon_{id} \end{aligned} \quad [3]$$

Esta especificación, empleada también por otros autores (p. ej., Gumbau, 1998; Hay y Liu, 1997; Hernando y Valles, 1994), además de reducir potenciales problemas de heterocedasticidad y multicolinealidad (Intriligator, Bodkin y Hsiao, 1996), permite contrastar el tipo de rendimientos a escala presentes en la función de producción. Así, si el coeficiente que acompaña al factor trabajo es significativamente distinto de cero se puede rechazar la presencia de rendimientos constantes a escala.

En la ecuación anterior se ha añadido también un vector  $X_{id}$  de  $m$  variables observadas a nivel de empresa que son susceptibles de ejercer algún tipo de influencia sobre la productividad empresarial y cuya inclusión, por tanto, sirve de control de las estimaciones obtenidas del resto de los parámetros. Estas variables son el tamaño, la edad y el nivel de endeudamiento o *leverage*.

Para completar la exposición del modelo empírico únicamente resta por incorporar al mismo el efecto de las economías externas distrituales. Como señalan Rosenthal y Strange (2004), las economías externas son, por definición, *shifters* de la función de producción individual. A tenor de lo anterior, tal y como se expuso al principio, es la modelización del parámetro  $a_d$ , cuya influencia sobre el resto de los factores productivos se considera neutral en el sentido de Hicks<sup>4</sup>, lo que va a permitir recoger en la función de producción el peso de las variables de distrito sobre la productividad de su respectiva población de empresas.

La modelización del parámetro  $a_d$  permitirá dar cabida en la función de producción a las economías externas distrituales. Normalmente las economías marshallianas se representan en los trabajos empíricos recurriendo al uso de la proporción de empleo en el sector expresada, bien en términos absolutos, bien en términos relativos a partir de su comparación con la misma proporción en un ámbito territorial superior en forma de coeficiente de especialización (Combes, 2000; Glaeser *et al.*, 1992). En este trabajo se va a distinguir, en cambio, entre las tres modalidades de economías externas distrituales identificadas por Bellandi (2003a), de modo que el parámetro  $a_d$  queda definido, por tanto, como:

$$a_d = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Esp} + \alpha_2 \text{Apren} + \alpha_3 \text{Creat} + \mu_d \quad [4]$$

## 4. Descripción del trabajo empírico

### 4.1. Exposición de la metodología

La primera ecuación de este sistema postula que el nivel de eficiencia de las unidades productivas enclavadas en una determinada ubicación no se asocia únicamente a factores intrínsecos de la propia empresa. Esta última clase de condicionantes de la actuación empresarial es específica y propia de cada concreto contexto geográfi-

<sup>4</sup> Henderson (1986) constata empíricamente la neutralidad de las economías externas en la función de producción.

co pero, al mismo tiempo, constituye un elemento común a todas las empresas que comparten una misma localización, poniendo de manifiesto la evidente estructura jerárquica de los datos empleados en este análisis.

Tradicionalmente, los estudios empíricos que han incorporado en su análisis información procedente de distintos niveles han tratado de obviar esta estructura multinivel de los datos y han optado, bien por agregar la información obtenida del nivel inferior, bien por asignar la información del nivel superior a cada unidad del nivel más bajo. Lamentablemente, ninguna de estas dos alternativas está exenta de problemas estadísticos y conceptuales. En el primer caso, se estaría ante una pérdida importante de información con la consiguiente disminución de la potencia del análisis estadístico (Hox, 2002). En la segunda opción, aquella que pasa por desagregar la información del nivel superior, el investigador debe asumir, sin ser cierto, que las respuestas individuales no están influenciadas por las características del grupo ya que los tests estadísticos tradicionales adoptan como premisa la independencia de las observaciones. El resultado de este enfoque es la obtención de estimadores sesgados de los errores estándar y el aumento de la probabilidad de cometer el error de Tipo I (Kidwell, Mossholder y Bennett, 1997). A estos problemas estadísticos se debe añadir en ambos casos el riesgo de incurrir en la falacia del nivel equivocado que deriva del hecho de analizar los datos a un nivel dado y formular las conclusiones a otro distinto (Klein, Dansereau y Hall, 1994).

El análisis jerárquico o análisis multinivel permite superar ambos tipos de problemas cuando nos enfrentamos al análisis de datos que presentan una estructura jerárquica. La primera ventaja que ofrece esta técnica estadística es reconocer explícitamente la posibilidad de que los individuos pertenecientes a un mismo grupo guarden una mayor similitud entre sí que con los individuos perteneciente a un grupo distinto (Lee, 2003). Esta premisa permite superar, por tanto, la exigencia de la supuesta independencia de las observaciones de la muestra. En segundo lugar, faculta la combinación de múltiples niveles de análisis en un único modelo mediante la inclusión de variables explicativas en cada uno de ellos. Esta expansión vertical del modelo hace que disminuya el riesgo de padecer un error en la especificación respecto de los modelos formalizados en un solo nivel siempre que, como es obvio, la estructura jerárquica del modelo esté sustentada sobre un fundamento teórico que la justifique (Steenbergen y Jones, 2002).

Los modelos jerárquicos también reciben el nombre de modelos de efectos mixtos dado que en los mismos se da una combinación de efectos fijos y efectos aleatorios. Los primeros se estiman mediante mínimos cuadrados generalizados, mientras que los segundos se obtienen mediante el empleo de técnicas de estimación bayesianas. Por último, en el análisis lineal jerárquico también se efectúa una estimación máximo verosímil de los componentes de varianza del modelo, dentro de los cuales se incluye la varianza de los residuos del nivel de agregación inferior ( $\epsilon_{id}$ ) y la varianzaco-varianza de los residuos del nivel superior ( $\mu_{id}$ ).

## 4.2. Descripción de la muestra y medición de las variables

Para la verificación empírica del modelo se va a tomar como referencia el mapa de distritos industriales de España elaborado por Boix y Galetto (2004, 2006) siguiendo la metodología empleada por el Istat italiano (1997, 2005). En concreto, son más de 200 los potenciales distritos industriales identificados por estos autores. No obstante, en este trabajo la atención se va a centrar en los 44 distritos ubicados en la región de Castilla-La Mancha<sup>5</sup>.

Los datos a nivel de empresa utilizados en este análisis han sido extraídos de SABI (Sistema Anual de Balances Ibéricos). Se trata de una base de datos que contiene información correspondiente al balance y cuenta de pérdidas y ganancias de 967.710 empresas, de las cuales 35.591 están ubicadas en Castilla-La Mancha. Las empresas incluidas en la muestra reúnen la doble condición de pertenecer a la industria manufacturera y estar ubicada en alguno de los 44 distritos considerados. Tras eliminar los casos que presentan anomalías o incongruencias, la combinación de ambos criterios tiene como resultado la obtención de una muestra formada por 1.968 empresas con información completa para los años 2003 y 2004.

Por su parte, los datos precisos para la representación de las economías externas distrituales se han obtenido del Censo de Población de 2001 elaborado por el INE y de los datos de afiliación a la Seguridad Social suministrados por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales.

La medición de las variables se efectuó de la siguiente manera:

- a) *Componentes de la función de producción:* ( $Y$ ) representa el valor añadido definido como la diferencia entre los ingresos de explotación más otros ingresos y los gastos de explotación; ( $L$ ) se obtiene a partir del número de trabajadores que operan en la empresa; ( $K$ ) se calcula como el valor del inmovilizado material, mientras que ( $R$ ) representa el valor del inmovilizado inmaterial.
- b) *Variables de control:* el tamaño se mide por el volumen de las ventas, la edad se calcula a partir del número de años transcurridos desde la fecha de constitución, y el nivel de endeudamiento o *leverage* se define como el porcentaje que representan los fondos ajenos sobre el total del pasivo de la empresa.
- c) *Economías externas de distrito:* las economías de especialización se representan por medio del coeficiente de localización, que ofrece una medida del

---

<sup>5</sup> De conformidad con los resultados obtenidos por Boix y Galetto, Castilla-La Mancha es la segunda región española, por detrás de la Comunidad Valenciana, con mayor número de distritos, si bien, atendiendo al número de ocupados en las manufacturas dentro del distrito su posición se ve relegada al tercer lugar al verse ampliamente superada, nuevamente, por la Comunidad Valenciana y, en este caso, también por Cataluña.

grado de especialización relativa del distrito en su industria principal frente a la que ostenta el conjunto del país<sup>6</sup>.

Las economías de creatividad se representan mediante un índice de Herfindhal calculado sobre la distribución por sectores del empleo industrial en cada distrito excluyendo la industria principal<sup>7</sup>. Así, valores de este índice próximos a cero son indicativos de una mayor diversidad externa al sector que constituye la especialización del distrito, y mayor, por tanto, el potencial de las economías de creatividad.

Por último, la medida representativa de las economías de aprendizaje se ha obtenido mediante un análisis factorial aplicado a un conjunto de ítems siguiendo la metodología utilizada por García *et al.* (1998). Todas las variables utilizadas en la construcción del índice son representativas de los procesos de adiestramiento formal e informal llevados a cabo en el seno del distrito<sup>8</sup>. En concreto, se incluye el porcentaje de población con estudios medios, el total de cursos formativos a trabajadores y desempleados ofrecidos por distintos organismos, el número de tales cursos relacionados con la especialización industrial del distrito, y la proporción que representa el autoempleo.

## 5. Resultados

Uno de los requisitos para la aplicación de la técnica del análisis multinivel es que la varianza inter-grupos (*between-groups*) de la variable dependiente sea significativa. Para efectuar su cálculo se va a hacer uso de un modelo de descomposición de la varianza con un único factor coincidente con la variable de agrupación, en este caso el distrito, en el que no se incluyen variables explicativas. Por su carácter básico, este modelo se conoce en la literatura anglosajona como *null model* o *empty model*.

<sup>6</sup> El coeficiente de localización se obtiene a partir de la siguiente expresión:

$$Esp_{id} = \left( \frac{E_{id}}{E_d} \right) \left( \frac{E_d}{E_{iN}} \right) \left( \frac{E_{iN}}{E_N} \right)$$

donde  $E$  representa el empleo, y los subíndices  $i$ ,  $d$ , y  $N$  simbolizan, respectivamente, el sector industrial, el distrito y la zona de referencia con la que se establece la comparación (en este caso, España).

<sup>7</sup> Este índice adopta la siguiente expresión:

$$Creat_{id} = \sum_{j \neq i} \left( \frac{E_{jd}}{E_d - E_{id}} \right)^2$$

donde  $E_{id}$  representa el empleo en la industria principal del distrito  $d$ ,  $E_{jd}$  es el empleo en cada uno de los demás sectores industriales y  $E_d$  representa el total de ocupados en la industria.

<sup>8</sup> Tanto el test de esfericidad de Barlett como la medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin, cuyo valor supera el 0,8 confirman la idoneidad del análisis factorial llevado a cabo.

Dado que este modelo no incluye variables explicativas en ninguna de las dos ecuaciones, cualquier variación intra-distrito ( $\sigma^2$ ) de la variable dependiente será recogida por el residuo de la primera ecuación,  $\varepsilon_{id}$ , mientras que el residuo de la ecuación correspondiente al segundo nivel,  $\mu_d$ , recogerá la variación inter-distritos ( $\tau_{00}$ ) (Hofmann, 1997).

La primera columna de la tabla 1 recoge los resultados de la estimación de este modelo. De los mismos se desprende que  $\sigma^2$  es 0,215 y  $\tau_{00}$  0,004. A partir de estos valores es posible calcular la correlación intra-clase ( $\rho$ ) como una medida representativa del porcentaje de variación de la variable dependiente que es atribuible a la varianza inter-distritos<sup>9</sup>. En este caso, se observa que la mayor parte de la variación de  $(y_{id} - l_{id})$  tiene su origen en las diferencias dentro de cada grupo, ya que tan sólo el 1,8% de dicha variación puede atribuirse a la influencia del distrito. Se trata, no obstante, de un valor lógico si nos atenemos al tamaño del cluster en que se agrupan las unidades del primer nivel ya que la correlación intra-clase tiende a ser mayor cuanto menor es la dimensión teórica del grupo, oscilando su valor entre el 0,05% y el 0,85% cuando el grupo se identifica con la comarca (Colin y Trivedi, 2005; Hedeker, Gibbons y Flay, 1994). En cualquier caso, lo verdaderamente relevante para el objeto de esta investigación es el hecho de que el test de significación de la varianza inter-distritos permite rechazar la hipótesis nula de  $\mu_d = 0$  ( $\chi^2(1) = 11,96$ ). La existencia de una correlación intra-distritos distinta de cero como resultado de la presencia de más de un término residual en el modelo hace imposible la aplicación de los procedimientos tradicionales de estimación tales como MCO y justifica la aplicación de la técnica del análisis multinivel (Goldstain, 1999).

Una vez comprobada la significación de la varianza intra-grupos de la variable dependiente, se puede proceder a estimar la función de producción tal y como quedó definida en (3). En la estimación de esta ecuación únicamente  $a_d$  se considera aleatorio, permaneciendo fijos el resto de coeficientes del modelo. Dicha estimación se ha efectuado incluyendo también un conjunto de 18 variables ficticias sectoriales a efectos de recoger la posible heterogeneidad derivada de la afiliación industrial de la empresa<sup>10</sup>.

En primer lugar, se ha estimado un modelo básico de intercepto aleatorio (Modelo 1) en el que no se incorpora ninguna variable explicativa de segundo nivel. De los resultados obtenidos en la estimación de este modelo se puede destacar, en primer lugar, la elevada significatividad de todos los coeficientes estimados para las varia-

<sup>9</sup> La correlación intra-clase se obtiene como cociente del ratio:  $\tau_{00}/(\tau_{00} + \sigma^2)$ .

<sup>10</sup> En concreto, se ha incluido una variable ficticia por cada sector Cnae 2-dígitos excluyendo el 16 (*Tabaco*) dado que esta actividad, por su nula presencia, no ha sido incluida en el análisis. Como es sabido, para evitar el problema de la multicolinealidad perfecta, la estimación del modelo ha de efectuarse eliminando una de las ficticias sectoriales. A la hora de decidir cuál de estas variables excluir, se ha seguido el procedimiento objetivo consistente en estimar sucesivamente el modelo eliminando en cada ocasión una de las ficticias sectoriales hasta obtener la combinación de variables que minimice el valor del *variance inflation factor*, que es uno de los indicadores más utilizados para detectar la presencia de multicolinealidad. Atendiendo a este criterio, la *dummy* excluida de la estimación es la correspondiente al sector de actividad 28 (*Fabricación de productos metálicos, excepto maquinaria y equipo*). Como información adicional, para el modelo escogido la media del *variance inflation factor* no supera el valor de 1,40.

bles de primer nivel, a excepción del correspondiente a la variable representativa del capital en I+D por trabajador. La muestra empleada en el análisis no permite, por tanto, rechazar la hipótesis nula de ausencia de cualquier tipo de influencia del capital en I+D acumulado por la empresa sobre la productividad. Con toda probabilidad este resultado está asociado a las limitaciones inherentes a la extracción de información relativa a las actividades y procesos de I+D llevadas a cabo por las empresas a partir de los datos consignados por éstas en sus estados contables. En cambio, como era de esperar, el grado de capitalización, definido a partir del ratio capital/trabajo, ejerce un efecto positivo sobre la variable dependiente.

El retardo de la variable dependiente es significativo y su coeficiente muy elevado, lo que indica que a las empresas distrituales les lleva cierto tiempo adecuar su proceso productivo a cambios en los factores. Se trata, por otra parte, de un resultado similar al obtenido en otros trabajos (Hernando y Vallés, 1994; Nickel, 1996; Nickel *et al.*, 1992). El alto valor del coeficiente de ajuste parece estar en consonancia con la fuerte inercia que según Brusco (1990) está presente en el distrito. La elevada especialización y las frecuentes relaciones de subcontratación que aquella lleva aparejadas son susceptibles de generar una fuerte dependencia mutua entre las empresas ubicadas en el distrito, con el riesgo de que ello provoque a su vez la esclerosis del sistema. La eventual rutinización de los procesos distrituales constituye, por tanto, una de las principales amenazas que desafían la supervivencia del distrito al obstaculizar en gran medida la incorporación y el desarrollo de innovaciones y dilatar el tiempo de reacción frente a los cambios de un entorno global cada vez más volátil (Trigilia, 1992; Varaldo y Ferrucci, 1996).

La significatividad del coeficiente que acompaña al factor trabajo permite rechazar la hipótesis de rendimientos constantes a escala. Todo lo contrario, el signo negativo de este parámetro indica la existencia en el largo plazo de rendimientos decrecientes, sugiriendo un grado de homogeneidad de la función de producción de 0,87. Este hallazgo —similar al obtenido por Signorini (1994) y Fabiani *et al.* (2000), si bien en este último caso con diferencias por sectores— puede ser indicativo, como apuntan Lall *et al.* (2004), de bajos niveles de eficiencia, aunque también puede estar en consonancia con el esquema de organización de la producción operante en el distrito que se traduce en una reducida dimensión técnica óptima de la empresa distritual (Becattini, 1990). Por otra parte, gracias a las relaciones de colaboración y competencia que emergen en el distrito, la empresa distritual goza de cierto margen para retener parte de su capacidad y así poder hacer frente a incrementos inesperados de demanda (Piore, 1990).

Por lo que respecta a las variables de control, para todas ellas los coeficientes estimados son altamente significativos<sup>11</sup>. Sólo en el caso de la variable representativa de la dimensión empresarial, la influencia ejercida sobre la productividad tiene un sentido positivo y, además, de considerable magnitud. Se desprende, por tanto, que las empresas de mayor dimensión tienden a tener mejores niveles de productividad,

---

<sup>11</sup> El test chi-cuadrado de significatividad conjunta de las variables ficticias sectoriales se acepta con un valor de 1821,30 para 20 grados de libertad.

Tabla 1

	<i>Null model</i>	<i>Modelo 1</i>	<i>Modelo 2</i>	<i>Modelo 3</i>	<i>Modelo 4</i>
<b>Parte fija:</b>					
$a_{id}$					
$\alpha_0$	0.275***	0.278***	0.1242**	0.1254**	0.1288**
$(\overline{y_{t-1}} - l)_d$			0.4958***	0.5168***	0.5048***
$Creat_{04}$			-0.0130*		
$Esp_{04}$			-0.0029		
$Apren$			0.0012*	0.0011*	0.0011*
$Creat_{99}$				-0.0118**	-0.0105*
$Esp_{99}$				-0.0030	-0.0035*
$(y_{t-1} - l)$		0.381***	0.3813***	0.3814***	0.4098***
$k - l$		0.030***	0.0299***	0.030***	0.0294***
$r - l$		-0.002	-0.0023	-0.0023	-0.0021
$l$		-0.130***	-0.1305***	-0.1304***	-0.1181***
<i>Edad</i>		-0.041***	-0.0412***	-0.0412***	-0.0367**
<i>Tamaño</i>		0.143***	0.1434***	0.1434***	0.1306***
<i>Leverage</i>		-0.124***	-0.1240***	-0.1240***	-0.1105***
<b>Parte aleatoria:</b>					
$\sigma^2$	0.215	0.118	0.118	0.118	0.113
$\tau_{00}$	0.00423***	0.00458***	0.00155*	0.00150*	0.00159**
$\tau_{11}$					0.03777***
<i>-2log-likelihood</i>		1384.8253	1364.71703	1364.18758	1309.7133

\* =  $p \leq 10\%$ ; \*\* =  $p \leq 5\%$ ; \*\*\* =  $p \leq 1\%$

*Nota:* Todos los modelos incorporan 18 variables ficticias destinadas a recoger la posible influencia de la afiliación sectorial de la empresa sobre la variable dependiente. El estadístico *-2log-likelihood* está calculado a partir de la estimación del modelo mediante el método de la máximo-verosimilitud completa (FML).

si bien el tamaño, más que una causa en sí misma, debe ser considerado como una variable *proxy* de determinadas ventajas que normalmente se asocian a una mayor dimensión empresarial, tales como la disponibilidad de recursos financieros y humanos.

El nivel de endeudamiento, por el contrario, influye negativamente sobre la productividad de la empresa distritual. Con carácter general, la literatura empírica no arroja una conclusión unívoca respecto del efecto derivado de la proporción de recursos ajenos utilizados por la empresa. En este trabajo, el signo negativo de esta variable está en consonancia con el postulado teórico según el cual el nivel de endeudamiento puede afectar las expectativas de trabajadores, clientes y proveedores de la empresa acerca de las posibilidades de ésta de mantenerse en el negocio, causando así la disminución de la demanda de sus productos y/o incrementando

sus costes de producción (Asgharian, 2003). Lo cierto es que las propias circunstancias que concurren en el distrito facilitan a la empresa distritual el acceso al conocimiento de la situación financiera de las empresas que comparten la misma ubicación. Los trabajos que detectan en cambio un efecto positivo del endeudamiento sobre la productividad lo atribuyen al efecto disciplina (Nickell *et al.*, 1997; Hernando y Vallés, 1994), o lo que es lo mismo, al hecho de que la empresa endeudada tiene una motivación adicional para efectuar una gestión más eficiente de sus recursos que se traduce, a su vez, en la obtención de un mayor rendimiento. En el distrito, sin embargo, la lógica de esta argumentación puede verse contrarrestada por la mayor facilidad de acceso al crédito de la que goza la empresa distritual (Dei Ottati, 1994).

Del análisis se desprende también que las empresas con mayor antigüedad tienden a exhibir un peor comportamiento en cuanto a productividad se refiere. Este resultado contradice a priori la expectativa de un mejor desempeño empresarial que tradicionalmente se asocia a la experiencia acumulada en sucesivos años de actividad. No obstante, Reuber y Fischer (1999) señalan que la experiencia también es susceptible de conducir a una cierta atrofia. La sistematización del conocimiento y la monotonía de la repetición automática de las acciones empresariales conllevan una pérdida progresiva de flexibilidad e improvisación que disminuye, por consiguiente, la capacidad de respuesta frente a las nuevas condiciones imperantes en el mercado. Fácilmente se aprecia que esta afirmación guarda relación con lo comentado anteriormente a propósito de la inercia que es susceptible de afectar negativamente al buen funcionamiento del distrito.

La estimación de este modelo básico nos permite, por otra parte, confirmar la existencia de diferencias en la productividad media de los distritos estudiados que no vienen explicadas por las variables incluidas en la regresión del primer nivel. Dichas diferencias son, además, significativas tal y como confirma el test chi-cuadrado del componente de varianza asociado al término independiente,  $\tau_{00}$ .

Los modelos 2 y 3 pretenden precisamente investigar en qué medida las economías externas distrituales, en sus versiones estática y dinámica respectivamente, contribuyen a explicar esas variaciones en la productividad empresarial por distritos. Conviene señalar que la inclusión en ambos de la variable contextual  $\bar{y}_{t-1,j}$ , representativa del valor medio de la productividad empresarial para cada distrito en el año 2003 obedece únicamente a razones metodológicas<sup>12</sup>.

---

<sup>12</sup> Raudenbush y Bryk (2002) aconsejan incorporar como una variable explicativa más en la regresión del término independiente la media de grupo de todas aquellas variables incluidas en la regresión del primer nivel cuya pendiente varíe sistemáticamente. La finalidad de esta medida es evitar que el modelo se vea afectado por problemas de especificación, especialmente cuando las variables han sido centradas respecto de su media, ya que en este supuesto, el efecto *within* queda recogido en el coeficiente de la variable observada a nivel de individuo, mientras que el *between* es capturado por el parámetro de la variable que representa la media del grupo. En el caso que nos ocupa, un análisis previo ha permitido constatar que sólo la pendiente de la variable dependiente retardada,  $\bar{y}_{t-1,j}$ , experimenta variación significativa entre los distritos de la muestra, de modo que sólo su promedio por distrito se ha incluido en la ecuación del segundo nivel.

Los resultados de la estimación demuestran que sólo las economías de creatividad y de aprendizaje despliegan un efecto instantáneo significativo sobre la productividad empresarial. El signo del coeficiente que acompaña a la variable *Creat* indica que el menor grado de diversidad del entorno en que se desenvuelve la industria especializada tiene consecuencias negativas sobre la productividad media del distrito. Dicho de otro modo, un entorno diversificado ejerce un estímulo positivo sobre la productividad. Igualmente, también se aprecia una influencia positiva de los procesos de adiestramiento formal e informal representados por las economías de aprendizaje que no hace sino confirmar la importancia de los distintos procedimientos mediante los cuáles tiene lugar la (re)generación, y consiguiente acumulación, del conocimiento técnico concerniente a la industria principal del distrito. La conclusión obtenida es similar cuando los valores de las variables de entorno consideradas se introducen en la ecuación con un retardo de cinco años. Este resultado permite afirmar, por tanto, la presencia de externalidades dinámicas operando en el contexto geográfico definido por el distrito<sup>13</sup>.

Sorprende, por otra parte, no encontrar un efecto significativo de las economías de especialización, especialmente cuando la relación entre el grado de especialización del distrito, tanto actual como pasado, y la productividad media alcanzada en el mismo sí demuestra ser estadísticamente significativa ( $\rho = -0,3068$ :  $p < 0,05$  para *Esp<sub>04</sub>* y  $\rho = -0,3237$ :  $p < 0,05$  para *Esp<sub>99</sub>*). Se observa así que cuando la relación entre productividad y nivel de especialización aparece controlada por caracteres individuales de la empresa, la relevancia del vínculo desaparece. Quizá, la explicación más plausible de este hecho sea que la información contenida en la variable especialización esté ya representada por alguna o algunas de las demás variables del modelo, algo lógico teniendo en cuenta que la especialización no es una mera característica sino un elemento constitutivo de la figura del distrito industrial y un rasgo intrínseco de todos los sistemas locales de trabajo incluidos en este análisis. La especialización forma parte de la propia definición del distrito y por ello no es de extrañar que su influencia sobre la empresa distritual se deje sentir en muchos de sus caracteres individuales. La tabla 2 muestra los resultados obtenidos de regresar individualmente la media del capital físico por trabajador, del capital en I+D por trabajador y de la dimensión empresarial sucesivamente respecto del nivel de especialización del distrito en 2004 y 1999. Así, se constata fácilmente cómo el coeficiente de especialización del distrito en el año 2004 explica por sí solo el 25,3% de la variación del promedio

---

<sup>13</sup> Ciertamente, tal y como señala Henderson (2003) a propósito de un estudio en el que también se investigan los beneficios de productividad asociados a la presencia de externalidades estáticas y dinámicas, sólo se puede hablar de economías externas dinámicas cuando el transcurso del tiempo ha propiciado la acumulación progresiva de un *stock* de conocimiento susceptible de generar beneficios en el momento presente. La dificultad asociada a la medición de este concepto es, como el mismo autor indica, que la significatividad del retardo de una variable no permite distinguir entre esta situación y aquella otra en la que los efectos de una determinada acción se manifiestan de forma diferida o simplemente se expanden durante más de un período diluyéndose paulatinamente en el tiempo. A pesar de esta limitación, lo cierto es que la existencia de externalidades dinámicas se puede inferir con cierta propiedad cuando concurren simultáneamente dos circunstancias: persistencia temporal de la significatividad del efecto y correspondiente aumento de su magnitud.

Tabla 2

	Esp <sub>04</sub>		Esp <sub>99</sub>	
	Coefficiente	R <sup>2</sup> ajustado	Coefficiente	R <sup>2</sup> ajustado
$\overline{(k - \bar{l})}_d$	-0.0524581 (0.0131515)	0.2531	-0.0537251 (0.0138595)	0.2417
$\overline{(r - \bar{l})}_d$	-0.023944 (0.0064708)	0.2239	-0.0272452 (0.006567)	0.2693
$\overline{\text{Tamaño}}_d$	-0.0332851 (0.0127639)	0.1165	-0.0376095 (0.0131721)	0.1398

Nota: Desviaciones estándar entre paréntesis.

del capital por trabajador y el 22,4% del capital en I+D. La influencia del grado de especialización del distrito en 1999 sobre esta última variable y también sobre la dimensión empresarial media es aún mayor. Por consiguiente, es muy probable que parte del efecto ejercido por estas variables sobre la productividad en la ecuación del primer nivel recoja de forma indirecta la influencia de las economías de especialización.

La inclusión de las economías externas distrituales estáticas en la ecuación correspondiente al nivel jerárquico identificado con el distrito permite explicar el 66,16% de la variación de la productividad media entre los distritos estudiados. Ese porcentaje experimenta un levísimo incremento, situándose en el 67,25%, cuando las mismas variables van referidas al año 1999. A pesar de que los dos modelos explican una elevada proporción de la varianza de  $a_d$ , el test chi-cuadrado asociado al parámetro  $\tau_{00}$  indica que en ambos casos la varianza residual sigue siendo significativamente distinta de cero, o lo que es lo mismo, el término independiente  $a_d$  aún varía de forma sistemática entre distritos, siendo dicha variación susceptible de ser explicada por otras variable de entorno.

La comparación del estadístico  $-2\log likelihood$  correspondiente a los modelos 2 y 3 confirma que este último proporciona un mejor ajuste de los datos, si bien la distancia que separa ambos valores es insustancial.

Finalmente, la última columna de la tabla 1 (modelo 4) contiene los resultados obtenidos de estimar nuevamente el modelo 3 permitiendo en este caso la variación de  $\lambda$ . Tales resultados permiten constatar, en primer lugar, que efectivamente el valor de  $\lambda$  varía entre los distritos de la muestra a la luz del grado de significatividad alcanzada por el componente de varianza asociada a este nuevo efecto aleatorio,  $\tau_{11}$ . Este resultado pone de manifiesto la existencia de sustanciales diferencias dentro del panorama de distritos analizados en cuanto a su capacidad de respuesta frente a cambios en el entorno —entendiendo por cambio desde alteraciones en la demanda hasta el surgimiento de una nueva tecnología de producción—. En última y definitiva instancia, el coeficiente de ajuste de los factores puede ser considerado como un indicador de flexibilidad, la cual, como sabemos, es una de las preconizadas características distrituales.

En segundo lugar, se aprecia una mayor bondad del ajuste del modelo cuando el mismo incorpora el efecto aleatorio de la variable ( $y_{t-1}-l$ ). Esta mejora se infiere de la significativa reducción experimentada por el valor del  $-2\log likelihood$  de este modelo respecto del relativo al modelo 3 ( $\chi^2(2) = 54,57$ ).

Se observa, por lo demás, que la inclusión de este nuevo efecto aleatorio no genera variaciones sustanciales en los coeficientes estimados de las demás variables, lo que representa un punto adicional a favor de la solidez de las estimaciones obtenidas. La única excepción va referida a la variable que mide las economías de especialización,  $Esp_{99}$ , cuya influencia sobre la productividad media distritual adquiere un mínimo de significatividad bajo esta especificación. En este sentido, es de destacar el signo negativo que, en contra de lo esperado a priori, acompaña al coeficiente estimado para las economías de especialización. En la justificación de este signo negativo tiene gran importancia la consideración de cuál es el sector dominante en el distrito. Más concretamente, el interés se centra en si el mismo se identifica con un sector industrial en expansión en el entorno de referencia o si por el contrario, se trata de un sector en crisis —tal es el caso de los sectores en los que están especializados los distritos castellano-manchegos—. En este último caso, la especialización actúa en sentido negativo ya que, salvo que se produzca una rápida reconversión —algo improbable en el corto plazo— la inercia del sector principal, cuyo predominio en la industria del distrito es en muchos casos absoluto, se trasladará inevitablemente a los resultados del conjunto del distrito. En cambio, aquellos distritos que gocen de mayor diversidad, o lo que es lo mismo, menor grado de especialización se verán menos perjudicados por la crisis del sector dominante. Bajo estas circunstancias, por tanto, es de esperar un signo negativo de la variable representativa del grado de especialización. Por el contrario, si el sector atraviesa una fase expansiva, es previsible que la especialización lleve asociada un signo positivo<sup>14</sup>.

## 6. Conclusiones

A pesar de la abundante literatura teórica desarrollada en torno a la figura del distrito industrial, los trabajos empíricos en esta materia son escasos. Este trabajo pretende sumarse a los ya existentes investigando los factores determinantes del «efecto distrito», o lo que es lo mismo, analizando el origen de las economías externas distrituales. Para ello se toma como referencia el contexto proporcionado por una función de producción donde las posibles fuentes de tales economías externas se suman a variables individuales de empresa para explicar la productividad por trabajador.

---

<sup>14</sup> Combes (2000) proporciona una explicación similar al signo negativo que, en su caso, vincula a las economías de especialización con el crecimiento relativo del empleo para una muestra de 341 unidades geográficas del territorio francés. Usai y Paci (2003) también detectan este efecto negativo de la especialización en un análisis aplicado, en este caso, a 784 sistemas locales de trabajo italianos; efecto negativo que estos autores vinculan al ciclo de vida del producto al estar especializados la mayoría de estos sistemas locales de trabajo en sectores tradicionales y maduros (Usai y Paci, 2003).

Dada la evidente estructura jerárquica de los datos empleados en el análisis, la estimación de la función de producción se ha realizado recurriendo a la técnica del análisis lineal jerárquico o análisis multinivel, la cual permite superar los problemas estadísticos derivados de la combinación de variables medidas con diferentes niveles de agregación dentro de un mismo modelo.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto, en primer lugar, la existencia de diferencias significativas de productividad entre los distritos incluidos en el análisis. Se comprueba también que las tres modalidades de economías externas distrituales diferenciadas en este trabajo contribuyen, en gran medida, a explicar esta variación inter-distritos de la productividad media. En particular, la influencia más sólida parece estar asociada a las economías de creatividad que, al igual que las economías de aprendizaje, despliegan un efecto positivo sobre la productividad media del distrito.

Igualmente, las estimaciones obtenidas permiten confirmar la presencia de la negativa inercia que según algunos autores lastra la evolución del distrito al disminuir su velocidad de respuesta frente a cambios en el entorno. Especialmente interesante es la constatación de que tal velocidad de respuesta no permanece constante a lo largo de la muestra de distritos. Queda abierto, por tanto, el interrogante acerca de cuáles son los factores que permiten explicar esas diferencias en la capacidad de ajuste dinámico del distrito, al igual que también queda por esclarecer aquella parte de sus diferencias en productividad que no ha podido ser atribuida a la acción de las economías externas distrituales.

Por último, en el futuro inmediato se ha de verificar qué resultados se obtienen al aplicar este mismo modelo a una muestra distinta perteneciente a un contexto regional diferente o que dé cabida a una combinación de distritos procedentes de más de una región. Es de esperar que la mayor amplitud de la muestra utilizada en el análisis se traduzca en la obtención de una información más rica y unos resultados susceptibles de una mayor generalización.

## Referencias bibliográficas

- Ahn, S. C.; Good, D. H., y Sickels, R. C. (2000): «Estimation of long-run inefficiency levels: A dynamic frontier approach», *Econometric Reviews*, vol. 19, 461-492.
- Asgharian, H. (2003): «Are highly leveraged firms more sensitive to an economic downturn?», *The European Journal of Finance*, vol. 9, 219-241.
- Ayed-Mouelhi, R. B., y Goaid, M. (2003): «Efficiency measure from dynamic stochastic production frontier: Application to Tunisian textile, clothing and leather industries», *Econometric Reviews*, vol. 22, núm. 1, 93-111.
- Becattini, G. (1979): «Dal settore industriale al distretto industriale. Alcune considerazioni sull'unità d'indagine dell'economia industriale», *Rivista di Economia e Politica Industriale*, núm. 1, 7-21.
- (1990): «The Marshallian industrial district as a socio-economic notion», en Pyke, F.; Becattini, G., y Sengenberger, W. (eds.), *Industrial districts and inter-firm cooperation in Italy*, International Institute for Labour Studies, Geneva.
- Bellandi, M. (2002): «Italian industrial districts: an industrial economics interpretation», *European Planning Studies*, vol. 10, núm. 4, 425-437.

- (2003):  *Mercati, Industrie e Luoghi di Piccola e Grande Impresa*, Il Mulino, Bologna.
- Boix, R., y Galletto, V. (2004): *Identificación de sistemas locales de trabajo y distritos industriales en España*, MITYC, Secretaría General de Industria, Dirección General de Política para la Pequeña y Mediana Empresa (mimeo).
- (2006): «Sistemas locales de trabajo y distritos industriales marshallianos en España», *Economía Industrial*, núm. 359, 165-184.
- Bönte, W. (2003): «R&D and productivity: Internal vs. External R&D: Evidence from West German manufacturing industries», *Economics of Innovation and New Technology*, vol. 12 núm. 4, 343-360.
- Brusco, S. (1990): «The idea of the industrial district: Its genesis», en Pyke, F.; Becattini, G., y Sengenberger, W. (eds.): *Industrial districts and inter-firm cooperation in Italy*, Geneva, International Institute for Labour Studies.
- (1992): «Small firms and the provision of real services», en Pyke, F., y Sengenberger, W. (eds.): *Industrial districts and local economic regeneration*, International Institute for Labour Studies, Geneva.
- Cainelli, G., y Liso, N. (2005): «Innovation in industrial districts: evidence from Italy», *Industry and Innovation*, vol. 12, núm. 3, 383-398.
- Chinitz, B. (1961): «Contrasts in agglomeration: New Cork and Pittsburgh», *American Economic Association Papers and Proceedings*, vol. 51, 279-289.
- Ciccone, A., y Hall, R. E. (1996): «Productivity and the density of economic activity», *American Economic Review*, vol. 86, 54-70.
- Cingano, F., y Schivardi, F. (2003): «Struttura produttiva locale e crescita. Un'analisi basata sulla produttività in Italia», en *Economie locali, modelli di agglomerazione e apertura internazionale. Nuove ricerche della Banca d'Italia sullo sviluppo territoriale. Atti del convegno*, Bologna, 20 de noviembre de 2003.
- Colin, A., y Trivedi, P. K. (2005): *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press, New York.
- Combes, P. P. (2000): «Economic structure and local growth: France, 1984-1993», *Journal of Urban Economics*, vol. 47, 329-355.
- Dei Ottati, G. (1994): «Trust, interlinking transactions and credit in the industrial district», *Cambridge Journal of Economics*, vol. 18, núm. 6, 529-546.
- (2006): «El efecto distrito: Algunos aspectos conceptuales de sus ventajas competitivas», *Economía Industrial*, núm. 359, 73-79.
- Fabiani, S.; Pellegrini, G.; Romagano, E., y Signorini, L. F. (2000): «L'efficienza delle imprese nei distretti industriali italiani», en Signorini, L. F. (ed.), *Lo sviluppo locale: Un indagine della Banca d'Italia sui distretti industriali*, Donzelli, Roma.
- Feser, E. J. (2002): «Tracing the sources of local external economies», *Urban Studies*, vol. 39 núm. 13, 2485-2506.
- García, I.; Gil, C.; Rapún, M., y Pascual, P. (1998): «Una propuesta metodológica para la ordenación de las infraestructuras regionales», *Estudios Regionales*, núm. 51, 145-170.
- Glaeser, E. L.; Kallal, H.; Sheinkman, J., y Schleifer, A. (1992): «Growth in cities», *Journal of Political Economy*, vol. 100, 1126-1152.
- Goldstain, H. (1999): *Multilevel statistical models*, 3.<sup>a</sup> ed. electrónica, [www.arnoldpublishers.com/support/goldstain.htm](http://www.arnoldpublishers.com/support/goldstain.htm).
- Griliches, Z. (1986): «Productivity, R&D and basic research at the firm level in the 1970s», *American Economic Review*, vol. 76, núm. 1, 141-154.
- Gumbau, M. (1998): «La eficiencia técnica de la industria española», *Revista Española de Economía*, vol. 15 núm. 1, 67-84.
- Hay, D. A., y Liu, G. S. (1997): «The efficiency of firms: What difference does competition make?», *The Economic Journal*, vol. 107 (mayo), 597-617.

- Hedeker, D.; Gibbons, R. D., y Flay, B. R. (1994): «Random-effects regression models for clustered data: with an example from smoking prevention research», *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 62, núm. 4, 757-765.
- Henderson, J. V. (1986): «Efficiency of resource usage and city size», *Journal of Urban Economics*, vol. 19, 47-70.
- (2003): «Marshall's scale economies», *Journal of Urban Economics*, vol. 53, 1-28.
- Hernández, F., y Soler, V. (2003): «Cuantificación del efecto distrito a través de medidas no radiales de eficiencia técnica», *Investigaciones Regionales*, vol. 3, 25-39.
- Hernández de Cos, P.; Argimón, I., y González-Páramo, J. M. (2000): «¿Afecta la titularidad pública a la eficiencia empresarial?: Evidencia empírica con un panel de datos del sector manufacturero español», *Documento de Trabajo* núm. 0019, Banco de España.
- Hernando, I., y Valles, J. (1994): «Algunas diferencias en la productividad de las empresas manufactureras españolas», *Investigaciones Económicas*, vol. 18 núm. 1, 117-141.
- Hofmann, D. A. (1997): «An overview of the logic and rationale of hierarchical linear models», *Journal of Management*, vol. 23, núm. 6, 723-744.
- Hox, J. J. (2002): *Multilevel analysis: Techniques and applications*, Lawrence Erlbaum Associates Inc. Publishers, Mahwah.
- Intriligator, M.; Bodkin, R. G., y Hsiao, C. (1996): *Econometric models, techniques, and applications*, Prentice-Hall, Upper Saddle River.
- ISTAT (1997): *I sistemi locali del lavoro 1991*, Istituto Poligrafico e Zecca dello Stato, Roma.
- (2005): «I Sistemi Locali del Lavoro. Censimento 2001. Dati definitivi», comunicación del 21 de julio de 2005.
- Jacobs, J. (1969): *The Economy of Cities*, Random House, New York.
- Kidwell, R. E.; Mossholder, K. W., y Bennett, N. (1997): «Cohesiveness and organizational citizenship behaviour: A multilevel analysis using work groups and individuals», *Journal of Management*, vol. 23, núm. 6, 775-793.
- Klein, K. J.; Dansereau, F., y Hall, R. J. (1994): «Levels Issues in Theory Development, Data Collection, and Analysis», *The Academy of Management Review*, vol. 19, núm. 2, 195-229.
- Lall, S. V.; Shalizi, Z., y Deichmann, U. (2004): «Agglomeration economies and productivity in Indian industry», *Journal of Development Economics*, vol. 73, 643-673.
- Lee, B. H. (2003): «Using hierarchical linear modelling to illustrate industry and group effects on organizational commitment in a sales context», *Journal of Managerial Issues*, vol. 15, núm. 3, 353-368.
- Marshall, A. (1920): *Principles of Economics*, 8.ª ed., MacMillan, London.
- Martín-Marcos, A., y Suárez-Gálvez, C. (2000): «Technical efficiency of Spanish manufacturing firms: A panel data approach», *Applied Economics*, vol. 32, 1249-1258.
- Nickell, S. (1996): «Competition and corporate performance», *Journal of Political Economy*, vol. 104, núm. 4, 724-746.
- Nickell, S.; Nicolitsas, D., y Dryden, N. (1997): «What makes firms perform well?», *European Economic Review*, vol. 41, 783-796.
- Nickell, S.; Wadhvani, S., y Wall, M. (1992): «Productivity growth in U.K. companies, 1975-1986», *European Economic Review*, vol. 36, 1055-1091.
- Piore, M. (1990): «Work, labour and action: Work experience in a system of flexible production», en Pyke, F.; Becattini, G., y Sengenberger, W. (eds.): *Industrial districts and inter-firm cooperation in Italy*, International Institute for Labour Studies, Geneva.
- Piore, M., y Sabel, C. (1984): *The second industrial divide*, Basic Books, New York.
- Raudenbush, S. W., y Bryk, A. S. (2002): *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods, Second Edition*, CA: Sage, Newbury Park.
- Reuber, A. R., y Fischer, E. (1999): «Understanding the consequences of founder's experience», *Journal of Small Business Management*, vol. 37, núm. 2, 30-45.

- Rosenthal, S. S., y Strange, W. C. (2004): «Evidence on the nature and sources of agglomeration economies», en Henderson, J. V., y Thisse, J. F. (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, North-Holland, Amsterdam.
- (2006): «The micro-empirics of agglomeration economies», en Arnott, R., y McMillen, D. (eds.), *A Companion to Urban Economics*, Blackwell, Malden.
- Sanchis, J. A. (1996): «Privatización y eficiencia en el sector público español», *Revista de Economía Aplicada*, vol. IV, núm. 10, 65-92.
- Sengenberger, W., y Pyke, F. (1992): «Industrial district and local economic regeneration: research and policy issues», en Pyke, F., y Sengenberger, W. (eds.): *Industrial districts and local economic regeneration*, International Institute for Labour Studies, Geneva.
- Serrano, L. (1996): «Indicadores de capital humano y productividad», *Revista de Economía Aplicada*, vol. IV, núm. 10, 177-190.
- Signorini, L. F. (1994): «The price of Prato, or measuring the industrial district effect», *Papers in Regional Science*, vol. 73, núm. 4, 369-392.
- Soler, V. (2001): «Verificación de las hipótesis del efecto distrito», *Economía Industrial*, núm. 334, 13-23.
- (2006): «Nuevas técnicas para la medición del efecto distrito en las aglomeraciones industriales», *Economía Industrial*, núm. 359, 81-87.
- Soler, V., y Hernández, F. (2001): «La misurazione delle economie esterne marshalliane attraverso i modelli DEA», *Sviluppo Locale*, vol. VIII, núm. 16, 86-105.
- Steenbergen, M. R., y Jones, B. S. (2002): «Modelling multilevel data structures», *American Journal of Political Science*, vol. 46, núm. 1, 218-237.
- Suárez, C. (2001): *Presión financiera y comportamiento de las empresas manufactureras españolas*, Documento de Trabajo 0104, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.
- Trigilia, C. (1992): «Work and politics in the Third Italy», en Pyke, F.; Becattini, G., y Sengenberger, W. (eds.): *Industrial districts and local economic regeneration*, International Institute for Labour Studies, Geneva.
- Usai, S., y Paci, R. (2003): «Externalities and local economic growth in manufacturing industries», en Fingleton, B. (ed.), *European regional growth*, Springer, Berlin.
- Varaldo, R., y Ferrucci, L. (1996): «The evolutionary nature of the firm within industrial districts», *European Planning Studies*, vol. 4, núm. 1, 27-34.