

# DETERMINANTES ESTRUCTURALES DE LA PRODUCTIVIDAD DE LOS SERVICIOS A EMPRESAS EN EUROPA

Henk KOX

George van LEEUWEN (\*)

CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis

## Resumen

El documento analiza los factores estructurales que afectan a la productividad de los servicios a empresas en Europa. Se estima la frontera de productividad de ocho servicios a empresas en relación con cinco tamaños. Posteriormente, se explica la distancia de las empresas a dicha frontera (ineficiencias  $X$ ) y la eficiencia de escala marcada por la estructura del mercado, la intensidad de la entrada y la salida, así como las características de las regulaciones nacionales. La frontera está construida con métodos paramétricos y no paramétricos sobre datos de panel para trece países de la Unión Europea. Se observa que los efectos de escala son importantes en los servicios a empresas: las empresas con menos de 20 empleados experimentan sustanciales desventajas de productividad asociadas a su escala. La productividad de las empresas mejora a medida que se incrementa el número de competidores, y cuanto más dinámica es la selección de entrada y salida, mientras que la intensidad en la concentración del mercado y la regulación actúan de manera negativa.

*Palabras clave:* servicios a empresas, Unión Europea, productividad del trabajo, modelos de frontera (GSF, DEA), estructura de mercado, entrada-salida, eficiencia de escala, regulación.

## Abstract

The paper investigates the structural factors that affect labour productivity performance in European business services. We estimate the productivity frontier for eight business services sectors and five size classes. Subsequently, we explain the distance of firms to the productivity frontier ( $X$ -inefficiencies) and scale efficiency by market structure characteristics, entry- and exit intensity, and national regulatory features. The frontier is assessed both by parametric and nonparametric methods on a data panel for 13 EU countries. We find that scale effects are important in business services; firms with less than 20 employees experience substantial scale-related productivity disadvantages. Productivity performance of firms is improved by having more competitors and more dynamic entry-exit selection, while market concentration and regulation intensity work out negatively.

*Key words:* business services, European Union, labour productivity, frontier models (GSF, DEA), market structure, entry-exit, scale efficiency, regulation.

*JEL classification:* D20, J24, L51, L80.

## I. INTRODUCCIÓN

ESTE artículo pretende conocer los determinantes estructurales de la productividad del trabajo en los servicios de la Unión Europea, y para ello se fija en el papel de los efectos de escala, la estructura del mercado, la selección de entrada y salida, y la regulación.

Los servicios a empresas se han convertido en uno de los mayores sectores de actividad desde el punto de vista del empleo. Es el mayor suministrador de *inputs* intermedios a otras industrias, incluyendo las tecnologías de la información y otros *inputs* intensivos en tecnología (1). Estas actividades tienen un papel clave en las tendencias más actuales de externalización. A pesar del rápido crecimiento de los servicios a empresas en términos de producción y empleo, el crecimiento de su productividad es todavía escaso. Según la contabilidad nacional de la OCDE, el crecimiento de la productividad de los servicios a empresas entre 1979 y 2003 supuso un 0,3 por 100 en la Europa de los 15. Rubalcaba y Kox (2007) muestran que el estancamiento del crecimiento de la produc-

tividad difiere poco entre servicios a empresas intensivos en conocimiento y otros servicios a empresas (2).

Los gestores de la política económica han expresado continuamente su preocupación por el estancamiento del crecimiento de la productividad de los servicios a empresas en Europa (European Commission, 2003). Incrementar la externalización de actividades de baja productividad podría reducir la competitividad de las empresas cliente y, a la larga, llevar a una disminución de tasa de crecimiento agregada de la Unión Europea. Barone y Zingano (2008) afirman, en este sentido, que la falta de eficiencia en la producción de servicios profesionales tiene efectos negativos significativos en la eficiencia de la producción en la industria relacionada, y que este efecto es incluso válido para una muestra de países de elevada renta. El efecto negativo en el crecimiento agregado puede ser, sin embargo, mitigado de varias maneras.

Oulton (2001) muestra que la contribución total de los servicios a empresas al crecimiento agregado puede ser positiva si su precio cae en comparación con los salarios pagados en la industria externali-

zadora. Este proceso funciona solamente si los servicios a empresas transmiten sus ganancias de productividad (aunque sean pequeñas) a los clientes en forma de precios más bajos.

Otro efecto amortiguador es el papel de las tecnologías de la información y de otros servicios a empresas en la innovación del resto de la economía. Varios autores muestran que los servicios a empresas generan externalidades positivas sobre el resto de la economía (Van Leeuwen, 2008; Hempell *et al.*, 2002; Antonelli, 1999). Del mismo modo Kox (2004) y Baker, Miles *et al.* (2008) dicen que, a pesar del estancamiento de su producción, los servicios a empresas pueden contribuir positivamente al crecimiento total si se mantienen las externalidades de la innovación sobre los otros sectores de la economía (3). Baker, Miles *et al.* (2008), en su libro, hacen una llamada para «un mayor entendimiento de los factores que inducen la productividad en los servicios». Es en este ámbito de análisis en el que se presenta nuestro trabajo sobre los determinantes de la productividad del trabajo de los servicios a empresas en Europa.

Deseamos hacer una contribución positiva a la literatura mediante la identificación y cuantificación de los factores clave que determinan la productividad de los servicios a empresas. Los resultados provienen de un análisis que se lleva a cabo en dos etapas. Primero estimamos la frontera de productividad de acuerdo a cada subsector y tamaño, usando datos de panel, para trece países de la Unión Europea. La frontera de productividad se obtiene por métodos paramétricos y no paramétricos. Posteriormente, explicamos la distancia de las empresas de servicios a empresas hasta la frontera de productividad. Se incluyen los siguientes determinantes estructurales: eficiencia, estructura de mercado, dinámica de entrada y salida, y características de la regulación nacional.

Lo que se obtiene es que los efectos de escala son importantes y que las empresas con menos de 20 empleados experimentan significativas desventajas en productividad asociadas a su tamaño. La persistencia de ineficiencias X (productividad por debajo del óptimo en relación a la frontera) pueden ser explicadas por las características del mercado y de la regulación. Una entrada y una salida más dinámicas son favorables para el desarrollo de la productividad, mientras que la concentración actúa de forma negativa. También la intensidad de la regulación desencadena una productividad más baja de los servicios a empresas en la Unión Europea. En particular, se ha hallado que los costes de salida motivados por la regulación (el cierre de una empresa) pueden tener un

impacto bastante negativo en el proceso de selección competitiva, y por tanto en el desarrollo de la productividad en los servicios a empresas en la Unión Europea.

La estructura del trabajo es la siguiente: en el apartado II, se realiza una breve revisión de la escasa literatura existente sobre los determinantes de la productividad en los servicios; en el III, se presentan los dos modelos empíricos a contrastar, un modelo de frontera global y estocástico, con propiedades determinísticas, y un modelo envolvente no paramétrico que permite una mayor flexibilidad en el análisis de los efectos de escala; puesto que las economías de escala constituyen una parte importante de nuestro análisis, se necesitan suficientes datos de pequeñas empresas para hacer un análisis por país, pero estos datos no estaban disponibles para todos los países; en el apartado IV, se describe cómo se soluciona este problema de datos y se muestran resultados descriptivos basados en dichos datos y en otras variables; en el V, se exponen los resultados econométricos; el apartado VI de conclusiones resume los principales determinantes en la productividad estructural obtenidos y las posibles implicaciones para la política económica.

## II. DETERMINANTES DE LA PRODUCTIVIDAD DE LOS SERVICIOS A EMPRESAS: UNA REVISIÓN DE LA LITERATURA

La literatura da una serie de explicaciones posibles al estancamiento en el crecimiento de la productividad. Las «sospechas usuales» son la falta de competencia, una débil selección entrada-salida y las barreras regulatorias. Bartelsman y Doms (2000) mencionan además el papel de la eficiencia de la escala, de la gestión y de la propiedad, de la calidad de la fuerza de trabajo y de la tecnología como posibles patrones en la configuración de la productividad. Grönroos y Ojasalo (2004) y Viitamo (2007) argumentan de algún modo que la productividad de los servicios a empresas está mal medida porque la participación de los clientes en el proceso de producción de los servicios está soterrada. Es difícil imaginar para un número de justificaciones (la de la fuerza del trabajo, la de la calidad de la gestión o la del error de medida) cómo se podrían explicar las diferencias entre sectores y entre países (Unión Europea vs. Estados Unidos). Nosotros vamos a centrarnos en tres grupos de factores explicativos: a) tecnología e ineficiencias de escala; b) estructura de mercado y dinámica de entrada y salida, y c) barreras regulatorias.

## 1. Tecnología e ineficiencia de escala

Si nos referimos a la escala, o a la elasticidad de la escala, ésta puede considerarse como una medida del incremento del *output* en relación con un incremento proporcional en todos los *inputs*. Los efectos de escala son considerados como cambios marginales en un punto intermedio entre el *input* y el *output*. En el caso de rendimientos constantes de escala, el *output* se incrementa en la misma cantidad que los *inputs*. Si existen en verdad efectos de escala se considera que un incremento en el *output* ( $\Delta y$ ) es una función del cambio en los *inputs* ( $\Delta x$ ) y del nivel de *inputs* inicial ( $x$ ). De ahí que la función de coste de la empresa sea subaditiva en el caso de que existan economías de escala: cuesta menos producir varios *outputs* conjuntamente que producirlos separadamente (Frisch, 1965). Dentro de una industria, las economías de escala pueden diferir entre grupos de empresas dependiendo de la tecnología que aplican o que pueden llegar a aplicar. Si el rango de tecnologías relevantes difiere por tamaño de empresa, habrá economías de escala variables o «locales» dentro de cada industria. Ello significa que la elasticidad de la producción con respecto a al menos uno de los *inputs* es positiva en algún tramo del tamaño del *input* y negativa en el resto.

Si las empresas de servicios tienen costes fijos de puesta en marcha, sus costes medios serán una función inversa de la escala de producción. El tamaño estándar del mercado de servicios puede ser aquel en el que la producción y la distribución eficiente de servicios requiera la mínima escala eficiente. Si tenemos en cuenta este umbral, puede ser que los costes marginales sean demasiado altos dados unos precios en el mercado, o puede que el servicio proporcionado sea demasiado ineficiente para ser aceptado por los clientes. Por cualquiera de estas vías, las deseconomías de escala tendrán un efecto negativo en la productividad de estas empresas de servicios.

Los efectos estáticos de escala en los servicios de red (transporte, banca, servicios de pago, comercio al por menor y telecomunicaciones) han sido razonablemente reflejados, incluso en el caso de que las economías de escala y las economías de adoptar una red sean difíciles de distinguir (4). Pels *et al.* (2003), al analizar las economías de escala aeroportuarias, encontraron que el aeropuerto medio europeo opera con rendimientos crecientes de escala al generar movimiento de pasajeros. Schure y Wagenvoort (1999) concluyen que los bancos que operan hasta 600 millones de euros experimentan econo-

mías de escala positivas y que éstas disminuyen con tamaños superiores. Sin embargo, comprobaron que el nivel medio de ineficiencia  $X$  de los bancos europeos superaba el 16 por 100 de sus costes. Los efectos de escala estáticos también han sido puestos de manifiesto en las actividades de telecomunicaciones (Bloch *et al.*, 2001). Los trabajos sobre economías de escala estáticas en servicios no distribuidos en red, como muchos servicios a empresas son escasos. Los servicios informáticos de producción de *software* pueden generar considerables economías de escala debido a la relación existente entre los costes hundidos en su desarrollo relativamente altos y los costes próximos a cero o marginales de la multiplicación del *software* (Shy 2001). Kox *et al.* (2007) han encontrado en los servicios a empresas europeos economías de escala sin explotar asociadas a competencia imperfecta. Silk y Berndt (2003) analizaron las economías de escala y gama en los servicios de publicidad y *marketing*, y afirmaron que las ganancias de eficiencia por tamaño son mayores en los tamaños más pequeños, pero disminuyen bruscamente si la empresa crece.

## 2. Estructura de mercado y dinámica de selección de entrada y salida

En una industria competitiva con producto homogéneo, hay una relación directa entre productividad, rentabilidad y crecimiento económico. Las ganancias son cero para la empresa media que solamente puede recuperar sus costes marginales a través del precio del mercado. En dicha industria, las empresas no pueden sobrevivir y crecer cuando su productividad es menor que la media de su industria. La persistencia de ineficiencias desde una perspectiva dinámica sería difícil de comprender en una industria con producto homogéneo. Podrían existir temporalmente ventajas de escala no explotadas porque la competencia forzaría a las empresas ineficientes a salir del mercado. Por una dinámica de contagio, aquellas empresas que tengan una productividad por debajo de la media experimentarían una continua pérdida de su participación en el mercado hasta que su tamaño cayera por debajo del umbral de tamaño eficiente y dejaran de producir (Cantner 2007) (5). Jovanovic (1982) ha desarrollado un marco de «selección ruidosa» en el cual las empresas tienen diferentes dotaciones iniciales de eficiencia, y su supervivencia depende de las condiciones del mercado. Las empresas eficientes crecen y sobreviven, mientras que las ineficientes decaen y desaparecen. También Olley y Pakes (1996) trabajan con comportamientos de salida endógenos y con

decisiones de elección del *input* por parte de las empresas. La implicación de la selección de entrada y salida es la de que las empresas con desventajas en productividad en relación con la frontera de productividad de la industria no estarán representadas en la distribución de empresas en un estado estacionario de largo plazo (De Wit, 2005). Gracias a un efecto de selección, las empresas más grandes y más antiguas tienden a tener mayor productividad que las recién incorporadas.

La situación cambia una vez que consideramos los servicios producidos en competencia monopolística, donde la diferenciación de producto y de mercado prevalece. Dixit y Stiglitz (1977) modelizaron una estructura de mercado donde todas las empresas tienen costes de puesta en marcha fijos y constantes. Si cada empresa pudiera ofrecer su variedad de servicio en su propio nicho de mercado, las empresas no saldrían a competir entre ellas. Si los consumidores tuvieran la predilección suficiente por la variedad, no todos los efectos de escala se agotarían en este mundo de Dixit-Stiglitz. La sola disciplina del mercado forzaría la entrada de nuevos competidores cuya variedad competiría por estar en la cesta de cada consumidor. Dada una entrada lo suficientemente grande, la participación de cada variedad de servicio aumentaría en una proporción cada vez más débil hasta que los productores más ineficientes no pudieran recuperar su coste marginal y abandonasen. La falta de apertura en un mercado monopolístico de servicios hace que los productores relativamente ineficientes puedan sobrevivir en el mercado, lo cual disminuye el desempeño de la productividad en términos tanto estáticos como dinámicos.

Finalmente, la intensidad competitiva y la selección en la productividad pueden ser obstaculizadas por el poder de mercado de las empresas ya establecidas y por una falta de competencia extranjera. La falta de incentivos o de presiones competitivas podría llevar a las empresas monopolísticas a descuidar la minimización de los costes de producción unitarios, por ejemplo, a tolerar la ineficiencia  $X$  (Leibenstein 1966; Caves *et al.*, 1975). La falta de apertura internacional de los mercados de servicios protege a las empresas ineficientes del reto de estar expuestas a los competidores extranjeros más productivos y más innovadores. La integración de los mercados europeos de servicios tiene un largo camino por delante. (CSES, 2001; Copenhagen Economics, 2005; Kox *et al.*, 2004, y Kox y Lejour, 2006) (6).

Si las empresas persisten en tener un infradesempeño de la productividad en los servicios a empre-

sas europeos, ello indicaría o que la competencia imperfecta prevalece o que la industria no ha llegado todavía al estado estacionario. Con respecto a este último, el concepto de ciclos de vida de la industria (Vernon, 1966) merece más atención, ya que algunas ramas de los servicios a empresas no existían hace 20 años. Vernon señala que al comienzo del ciclo de vida en la industria es normal que los mercados, productos y métodos de producción muestren una gran diversidad, y que los productores y consumidores no estén (todavía) dirigidos hacia la consecución de la competencia en precios o la eficiencia en costes.

### 3. Barreras regulatorias y desempeño de la productividad

Los mercados de servicios tienen una larga historia de regulación justificada por los fallos de mercado, y ésta juega un papel en la producción, la distribución y el consumo de servicios (7). La regulación del mercado de productos en los servicios a empresas y profesionales puede crear obstáculos para que nuevas empresas entren en el mercado, y puede ocasionar un efecto de deceleración en la reasignación de la participación en el mercado desde las empresas menos eficientes hasta las más eficientes (Nicoletti y Scarpetta, 2003; Djankov, 2002).

El impacto de la regulación puede ser tal que puede introducir costes de entrada fijos para nuevas empresas, y de este modo protege efectivamente a las empresas ya establecidas. Los servicios intensivos en tecnología son especialmente proclives a este tipo de medidas regulatorias nacionales, como se observa en el cuadro n.º 1.

Los impedimentos regulatorios que no discriminan por tamaño de la empresa a menudo provocan un fuerte y desproporcionado impacto de costes de conformidad en las pequeñas y medianas empresas que entorpece su crecimiento después de la entrada (Paterson *et al.*, 2003; Baker, Miles, *et al.*, 2008). Bartelsman y Domos (2000) señalan que mientras las tasas de entrada y salida son bastante similares en países industriales, el comportamiento después de la entrada difiere notablemente entre Europa y los Estados Unidos. El crecimiento después de la entrada en la Unión Europea es bastante más lento que en Estados Unidos, y las diferencias en la regulación podrían explicar en parte esta diferencia. Klapper *et al.* (2006) muestran cómo los países europeos con una trayectoria de costes de entrada asociados a la regulación experimentan un crecimiento más lento

CUADRO N.º 1

**REGULACIÓN NACIONAL DE LOS SERVICIOS A EMPRESAS INTENSIVOS EN CONOCIMIENTO***Fijación de cualificación para la práctica (relacionado con el input)*

- Petición de certificados de formación necesaria y experiencia
- Ser miembro de organizaciones nacionales del ramo
- Definición de títulos profesionales y protección de su uso
- Exigencia de formación continua
- Regulación de los contratos de trabajo, contratación y despido

*Fijación de estándares de competencia profesional (relacionados con el output)*

- Normas éticas y códigos de conducta
- Normas de actuación técnica
- Requisito de indemnización profesional y obligación de seguro
- Pertenecer a la estructura organizativa de la empresa

*Regulación de las condiciones competitivas*

- Prohibición de relaciones de negocios con otros profesionales
- Restricciones a la entrada (por ley o por la autoridad delegada de ramas organizativas)
- Limitación de precios
- Restricciones sobre la publicidad y el *marketing*

del número de empresas en sus industrias, y que lo contrario sucede en Estados Unidos. Los costes regulatorios obstaculizan la creación de nuevas empresas y fuerzan a las que entran nuevas a ser más grandes, provocando que las empresas ya existentes en industrias con muchas entradas crezcan más despacio. Baker, Miles, *et al.*, (2008) concluyen que el impacto de regulaciones estrictas de acuerdo con el tipo de actividad que se les permite ofrecer a los productores de servicios se refleja en los niveles de concentración y consolidación de los mercados nacionales (8). Olley y Pakes (1996) estimaron la salida de la empresa y el comportamiento en la industria de bienes de equipo de telecomunicación durante las fases de desregulación de las décadas de los sesenta, setenta y ochenta del siglo pasado y comprobaron que las corrientes desreguladoras llevaban consigo una gran reasignación intraindustrial de los recursos. La ruptura de barreras de entrada alteraba aparentemente las elecciones de los productores y de los potenciales productores en lo referente a la elección de sus *inputs*, a las actividades de innovación y al volumen de producción. Finalmente, esto resultaba en ganancias de productividad a través de la reasignación de la participación en el mercado, del cambio en las cadenas de producción verticales y de un abanico más amplio de competidores.

No sólo la regulación del mercado de productos puede afectar a la asignación de recursos y al desarrollo de la productividad de las empresas, sino también las regulaciones del empleo, especialmente en lo que se refieren a la producción laboral. Gust y Márquez (2002) desarrollan un modelo de *vintage capital* y trabajo para evaluar el efecto de regulaciones severas del mercado de trabajo sobre la decisión de una empresa de adoptar nuevas tecnologías. Ellos analizan que un impuesto sobre el despido retrasa la adopción de tecnologías de la información (TI) cuando el cambio tecnológico está sesgado según las habilidades y cuando las empresas sólo pueden superar la calidad del trabajo a través de su desempeño laboral. El retraso en la adopción de una nueva tecnología redundaría en una menor productividad. Sus resultados empíricos son, en gran medida, consistentes con su modelo.

Por último, varios autores muestran cómo regulaciones estrictas en los servicios pueden tener un efecto llamada para el resto de la economía. Rajan y Zingales (1998) comprobaron que una mejor eficiencia de los servicios financieros reduce el coste de servicios financieros prestados a las empresas. Barone y Zingales (2008) afirman que un mecanismo similar opera en los servicios profesionales, y que afecta al uso de dichos servicios por el sector secundario. En países con una menor regulación de los servicios hallan un crecimiento más rápido del valor añadido, de la productividad y de las exportaciones a través de la cadena productiva del sector industrial intensivo en servicios. Aunque ellos se fijan especialmente en los efectos de la regulación sobre la defensa de la competencia, sus estimaciones aparecen más robustas cuando se consideran formas de regulación alternativas como la de los mercados de productos y de trabajo.

Resumiendo, este breve repaso de la literatura permite decir que el menor crecimiento de la productividad de los servicios a empresas en Europa puede tener múltiples causas interrelacionadas. Como factores explicativos tendríamos: a) ineficiencias de escala; b) competencia imperfecta en relación con la selección de entrada y salida que funciona erróneamente, y c) barreras regulatorias que obstaculizan la asignación de recursos en las empresas más eficientes.

**III. ESTRATEGIA EMPÍRICA**

Nuestra estrategia de modelización pretende investigar los siguientes tres elementos de la selección

competitiva de los servicios a empresas en la Unión Europea:

— La presencia de retornos variables según la escala de producción.

— Después de identificar la frontera de productividad para todos los datos (y de controlar diferencias en la frontera de productividad por subsectores, países, tamaños y tiempo), se intenta averiguar si existe una diferencia sistemática en las ineficiencias  $X$  entre las categorías de tamaño y las subfronteras de productividad.

— La presencia de ineficiencias asociadas a la escala de producción como causa adicional de la subfrontera de productividad y el papel de las características del mercado y de la regulación a la hora de explicar las ineficiencias de escala.

El análisis de las economías de escala y de las fronteras de eficiencia se puede hacer a través de un modelo *generalizado de frontera estocástica* (GSF, en sus siglas en inglés) (Khumbakar *et al.*, 1991; Kox *et al.*, 2007). El modelo GSF se construye mediante una función de producción translogarítmica que permite identificar no linealidades de la respuesta del *output* según el tamaño de los *inputs*. El modelo identifica una frontera paramétrica de productividad que es fija para los parámetros tecnológicos estimados de la función de producción translogarítmica en combinación con las cantidades mínimas de cada *input*. El modelo GSF identifica simultáneamente la frontera de productividad y explica la ineficiencia  $X$  en términos de las variables del mercado y de la regulación.

El modelo GSF establece que la frontera de productividad puede diferir de acuerdo con el tamaño, con el país y con el sector. Sin embargo, los parámetros tecnológicos del modelo de frontera son idénticos para todas las observaciones. Este método sería inapropiado si las elasticidades de producción no fuesen constantes en todos los subsectores o para cada rango de tamaño; por ejemplo, en el caso de discontinuidades tecnológicas u organizativas según el rango de tamaño. Para hacer frente a esta posibilidad, se aplica un análisis robusto con un modelo que utiliza las ineficiencias derivadas del *análisis envolvente de datos* (DEA, en sus siglas en inglés). Los modelos DEA permiten mayor flexibilidad al desechar el supuesto de homogeneidad que subyace bajo la frontera paramétrica definida. Más aún, el uso de ineficiencias DEA permite profundizar más aún en la naturaleza de los efectos de escala.

## 1. El modelo GSF

La disponibilidad de datos de panel permite la aplicación del modelo GSF de Battese y Coelli (1995), el cual se basa en una función de producción técnica de tipo translogarítmico. La especificación translogarítmica permite que los *inputs* tengan un efecto sobre el *output* que puede variar según el nivel de éste. Busca específicamente los efectos de escala locales añadiendo términos cuadráticos y términos de interacción a los *inputs*. Se parte de una función de producción de valor añadido (ecuación [1]) ya que ésta no necesita el supuesto restrictivo de separabilidad en la tecnología subyacente (Diewert, 2005; Schreyer, 2001).

El modelo Battese-Coelli implica que el término de error del modelo translogarítmico se compone de las ineficiencias  $X$  determinísticas y de un ruido blanco  $\mu$ .

Una segunda ecuación explica las ineficiencias  $X$  a partir de un vector de variables exógenas. Después de reescribir la especificación translogarítmica para conseguir la productividad del trabajo como una variable dependiente, el modelo GSF de dos ecuaciones se lee como:

$$\ln\left(\frac{Y_{it}}{L_{it}}\right) = \lambda_L + \beta_1 \ln K_{it} + (\beta_2 - 1) \ln L_{it} + \frac{1}{2} \beta_{11} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{22} (\ln L_{it})^2 + \beta_{12} (\ln K_{it} \times \ln L_{it}) + \sum_r \alpha_r \mathbf{B}_{it} + \mu_{it} - \tau_{it} \quad [1]$$

$$\tau_{it} = \gamma' \mathbf{Z}_{it} + \theta_{it} \quad [2]$$

donde  $Y$  es el valor añadido,  $K$  los *inputs* de capital físico y  $L$  el factor trabajo. Los parámetros  $\beta_1$  y  $\beta_2$  muestran los efectos lineales de los *inputs* sobre el valor añadido. Los parámetros  $\beta_{11}$  y  $\beta_{22}$  representan los efectos no lineales del *input*. El parámetro «cruzado»  $\beta_{12}$  captura las interacciones locales entre el capital y el trabajo; se hace significativo si la elasticidad del *output* en relación con un *input* particular depende del nivel del otro *input* o *input* complementario. El vector  $\mathbf{B}$  de la primera ecuación contiene variables *dummy* de control para las diferencias no observadas en la frontera de productividad entre subsectores, países, tamaños y tiempo. De forma que el subíndice  $t$  se refiere al tiempo y el subíndice  $i$  a un indicador de panel que representa a una combinación particular de país, subsector y categoría de tamaño.

La ecuación [2] refleja que las ineficiencias  $X$  medias ( $\tau$ ) están determinadas por las variables exógenas recogidas en  $\mathbf{Z}$  y cuyas desviaciones ( $\theta$ ) de estas medias son aleatorias («ruido blanco»). Esta

variable aleatoria se define al trincar la distribución normal de media cero y varianza  $\sigma_{\epsilon}^2$ , tal que  $-\gamma'Z_{it}$  es el punto de trunco que cumple que  $\theta_{it} \geq -\gamma'Z_{it}$  (9).

El método GSF de datos de panel de Battese y Coelli (1995) parametriza las desviaciones de la frontera de productividad al usar la ecuación [2] y estimar las dos ecuaciones simultáneamente con el método de máxima verosimilitud. En resumen, la aplicación del modelo de Battese y Coelli supone lo siguiente:

- Tecnología homogénea válida para todos los países, subsectores, tamaños y años, dado que los parámetros tecnológicos son iguales para todas las empresas.

- Que la frontera de productividad puede diferir de acuerdo con el tamaño de la empresa, el subsector y el año (identificado por las variables *dummies* recogidas en  $B$  en la ecuación [1])

- Que las empresas pueden producir ineficientemente por debajo de la frontera y que esta ineficiencia depende de forma aleatoria de las variables recogidas en el vector  $Z$ .

- Que las ineficiencias  $X$  se estiman controlando por variables exógenas de la estructura del mercado y por variables referentes a la regulación.

## 2. El Modelo DEA

Los modelos paramétricos como la extensión GSF del modelo translogarítmico deberían hacer frente a la naturaleza estocástica de la relación entre el *output* y los *inputs*. Sin embargo, aunque bastante más flexible, el modelo GSF conlleva una forma funcional restrictiva y necesita supuestos específicos sobre la distribución de las eficiencias. Más aún, nuestras estimaciones GSF pueden sufrir de endogeneidad o de sesgos de simultaneidad si existe una correlación entre los *inputs* y la perturbación de la función de producción (10).

Si no se conoce el proceso de producción, la tecnología translogarítmica representada en el modelo GSF puede ser una buena representación. Sin embargo, ésta impone supuestos rígidos tales como que todos los tamaños puedan utilizar la misma tecnología y que los efectos de escala ocurran a lo largo de todo el rango de la escala. Por ejemplo, un modelo translogarítmico supone la presencia de rendimientos constantes de escala mientras que en rea-

lidad tenemos rendimientos variables de escala. La tecnología GSF es una «media» o una estimación de una amplia muestra que puede no representar el comportamiento por tamaño en los niveles inferiores. Por ello, incluso si los rendimientos constantes de escala no se eliminan «en media» por estimaciones translogarítmicas, puede haber todavía muchas empresas que pueden operar en una escala subóptima. Más aún, una empresa que opera en la frontera tecnológica puede no ser tan productiva como empresas en la frontera de otros tamaños si las eficiencias de escala difieren según el tamaño.

Se trata de resolver todo ello utilizando el robusto análisis envolvente de datos (DEA). El DEA es un modelo que ofrece una alternativa interesante al modelo GSF a la hora de investigar los efectos de escala y su interacción con la estructura del mercado. Este método no implica a priori una estructura relevante de relaciones de productividad. Mientras que las estimaciones de la eficiencia en el GSF se relacionan directamente con los parámetros del modelo (y se suponen no sesgadas), éste no es el caso del análisis envolvente de datos.

El método DEA utiliza programación lineal para construir una superficie no paramétrica por tramos de los datos observados para cada agrupación significativa de empresas (Coelli *et al.*, 2005). De ahí se obtiene una frontera tecnológica que representa la «mejor práctica» en tecnología. A partir de aquí se obtiene un conjunto de medidas de eficiencia  $X$  y una medida directa de eficiencias de escala por categoría de tamaño. Este enfoque sortea el supuesto de homogeneidad del enfoque paramétrico GSF. También prescinde de los sesgos potenciales de simultaneidad asociados a las estimaciones paramétricas de un modelo translogarítmico.

## 3. Aplicación del DEA y cálculo de la ineficiencia de escala

Se necesita elegir unas pocas cosas a la hora de la aplicación. Se supone que las empresas tienen un mejor control de sus *inputs* que de su *output*, y de ahí que sigamos la orientación del *input*, la cual se fija en la reducción del coste potencial que se puede conseguir dado un cierto nivel de *output*.

Un segundo «ajuste» consiste en introducir tanto una tecnología con rendimientos variables de escala (*TRVE*) como una tecnología con rendimientos constantes de escala (*TRCE*). Se construye para cada rama de servicios ( $j$ ) y para cada año ( $t$ ) un «mode-

lo libre» de frontera de eficiencia global juntando datos de todas las categorías de tamaño y países de nuestra muestra. Ello permite calcular el indicador de eficiencia  $X$  basado en la distancia a la frontera global específica de la industria para cada combinación  $i$  de un país y de una categoría de tamaño. Usando  $H$  para representar la productividad (media), el indicador de eficiencia  $X$  con rendimientos variables de escala ( $TRVE$ ) se lee como:

$$XE_{ijt}^{TRVE} \equiv \left[ \frac{H_{ijt}}{H_{frontera, TRVE}} \right]; 0 < XE_{ijt}^{TRVE} \leq 1 \text{ (frontera)} \quad [3]$$

El DEA permite calcular directamente una medida de la eficiencia de la escala. Esto se hace recalculando las distancias por tamaño a las fronteras por industria bajo la hipótesis de que las empresas operan en una escala óptima con una tecnología específica a la industria de rendimientos constantes ( $TRCE$ ). Esto proporciona un punto de referencia específico de la eficiencia de la escala. Si una categoría particular de tamaño es la escala óptima, el indicador de eficiencia  $X$  para esa clase es idéntico para los supuestos  $TRCE$  y  $TRVE$ . Sin embargo, si la empresa es más grande o más pequeña que la escala óptima, las eficiencias  $X$  serán más pequeñas (próximas a cero) en el caso de  $TRVE$  que en el caso de  $TRCE$ . Utilizando la eficiencia  $TRCE$  como punto de referencia, el indicador de eficiencia de escala  $SCE$  se obtiene como sigue:

$$SCE_{ijt} \equiv \frac{XE_{ijt}^{TRCE}}{XE_{ijt}^{TRVE}} = \left[ \frac{H_{ijt} \times H_{frontera, TRVE}}{H_{ijt} \times H_{frontera, TRCE}} \right]; \quad [4]$$

$$0 < SCE_{ijt} \leq 1 \text{ (frontera)}$$

Resumiendo, para cada grupo de datos se obtienen tres medidas de eficiencia: a) dos indicadores de eficiencia  $X$  que son ( $XE_{ijt}^{TRVE}$ ,  $XE_{ijt}^{TRCE}$ ) y que muestran la distancia a la frontera de la industria (por categoría de tamaño y país), y b) un indicador de la eficiencia de la escala por país que mide la distancia de una categoría de tamaño particular al tamaño más eficiente (llevado a cabo para trece países). Estos tres indicadores de eficiencia son estrictamente positivos y tienen un rango desde cero (el más bajo) a uno en la frontera.

Finalmente, comprobamos si las puntuaciones de eficiencia  $X$ ,  $XE_{ijt}^{TRVE}$ ,  $XE_{ijt}^{TRCE}$ , y las puntuaciones de eficiencia de la escala  $SCE_{ijt}$  se pueden explicar con ayuda de un modelo de regresión Tobit con datos de panel, utilizando como variables independientes el tamaño, las características del mercado y las con-

diciones nacionales de regulación. La estructura del modelo Tobit aplicado sobre el logaritmo de  $SCE_{ijt}$  es:

$$\ln(SCE_{ijt}) = \delta'X_{ijt} + \lambda'Z_{ijt} + v_{ijt} \quad [5]$$

donde  $X$  representa a un vector de variables *dummy* según las industrias y el tamaño, y  $Z$  capta la estructura del mercado y variables de la regulación que se usan en el modelo GSF. La estructura del modelo Tobit para las dos medidas de eficiencia  $X$  es similar. Si atendemos a la literatura, habría que esperar un impacto negativo de la intensidad de la regulación tanto en la eficiencia  $X$  como en la eficiencia de la escala, y sería un impacto positivo sobre las variables relacionadas con la competencia y la selección de entrada y salida.

#### IV. RESULTADOS DESCRIPTIVOS DE LOS DATOS

Comprobar los determinantes estructurales de la productividad (estructura de mercado, regulación y economías de escala) en el conjunto dinámico de la selección competitiva requiere datos de panel a escala de empresa. Se necesita la suficiente variación entre países para identificar la influencia del tipo de regulación y se necesitan suficientes datos de las empresas más pequeñas para analizar el papel de las economías de escala. La última condición puede resultar un problema. Aunque hoy en día se dispone de bases de datos comerciales que contienen datos sobre servicios a empresas en muchos países, la representación de las pequeñas empresas es todavía pobre en el mejor de los casos. Tales datos se encuentran solamente disponibles a escala nacional en los organismos estadísticos locales, a menudo bajo estrictas condiciones de confidencialidad.

Hemos decidido solventar el problema de la disponibilidad de datos usando la base sobre demografía de las empresas New Cronos, de Eurostat. Los datos sobre servicios a empresas disponibles se extraen de las oficinas estadísticas de cada país y se refieren a un numeroso grupo de países de la Unión Europea para el periodo 1995-2005. Cada celda informa para cada combinación de país  $x$  y cada tamaño de la industria  $x$  sobre: número de empresas, ventas totales, valor añadido total, número de empleados, capital fijo total y depreciación aproximada. Con estos datos, podemos construir una unidad de decisión representativa (DMU, como se llama en el análisis envolvente de datos) para cada combinación de país  $x$  y tamaño de la industria  $x$ . Recientes planteamientos empíricos acerca de la distribución por tamaños de la empresa sugieren que la distribución por tama-

ño dentro de una clase y entre clases es similar (Ax-tell, 2001). A partir de aquí, podemos inferir que el uso de empresas representativas construidas para cada celda de datos permite el análisis marginal y es necesario para el estudio de las economías de escala. En el anexo se comenta esta cuestión con más detalle.

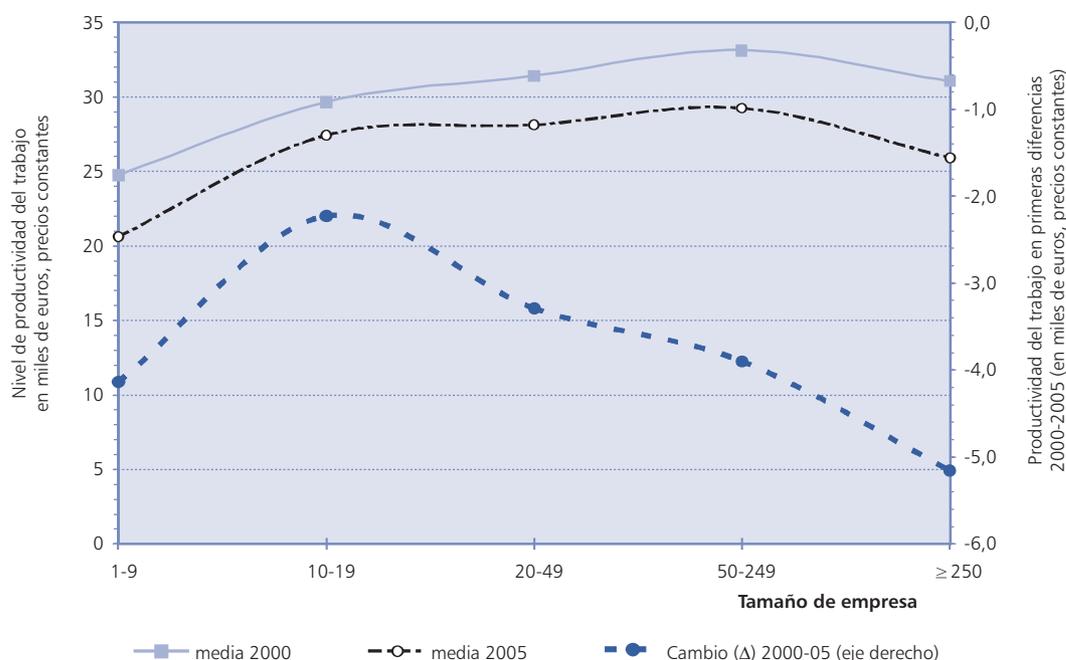
La construcción de la base de datos ha precisado de otras pocas decisiones, porque las oficinas estadísticas nacionales, hasta fechas recientes, solían publicar datos sobre servicios a empresas con diferentes grados de desagregación sectorial y por tamaño. Para llevar a cabo la completa comparación entre países europeos, hemos tenido que homogeneizar las clasificaciones al mínimo común denominador, sacrificando con ello algunos subsectores y categorías de tamaño y año disponibles (11). La armonización entre países da como resultado un conjunto de datos completamente comparables sobre la actividad de servicios a empresas en trece países de la Unión Europea, ocho subsectores y cinco tamaños distintos para el periodo 2000-2005.

Como índice de productividad principal para el estudio, se ha elegido la medición directa de la pro-

ductividad del trabajo definida como el valor añadido por empleado a tiempo completo. Los datos nos habrían permitido utilizar la productividad total de los factores (PTF), pero no la hemos elegido deliberadamente porque la PTF es un residuo no explicado dentro del crecimiento contable, algo así como «una medida de nuestra ignorancia» (Abramovitz, 1956). Para que la productividad total de los factores sea una medida correcta de la productividad multifactorial se tienen que dar un conjunto de condiciones. Una de esas condiciones es la de que los mercados de insumos y de productos sean perfectamente competitivos, de tal modo que los factores de producción sean retribuidos de acuerdo con su producto marginal y que los precios de los productos sean iguales a los costes marginales. Siendo estas condiciones precisamente las que intentamos analizar para los servicios a empresas, el uso de la PTF como medida de productividad tiene que excluirse.

El gráfico 1 muestra interesantes variaciones en la dimensión de los datos por tipo de tamaño. Las dos curvas de arriba se refieren a la productividad media del trabajo en los servicios a empresas en la Unión Europea para los años 2000 y 2005. La cur-

GRÁFICO 1  
PROMEDIO DE LA PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO POR TAMAÑO DE LA EMPRESA EN EL CONJUNTO DE SERVICIOS A EMPRESAS EN LA UNIÓN EUROPEA PARA TRECE PAÍSES, 2000 Y 2005



vatura sugiere que la productividad del trabajo es la más alta en la categoría de tamaño que incluye de 50 a 249 empleados. La diferencia entre ambas curvas sugiere que la productividad media ha caído entre 2000 y 2005. La curva de abajo indica la primera diferencia en la productividad media por categoría de tamaño, sugiriendo que la productividad media ha caído al menos en la categoría de tamaño que incluye de 10 a 19 personas. El gráfico sólo aporta una primera descripción, sin corregir la intensidad de capital fijo o las diferencias de composición (actividad, país) en media para ambos años.

El cuadro n.º 2 contiene descriptivos de la variación por país en el conjunto de datos. Con una media de 182 celdas de datos por país, tenemos un total de 2.362 observaciones, que representan 2,8 millones de empresas de servicios a empresas con 15,4 millones de empleados. Las cifras más recientes

muestran que los servicios a empresas forman típicamente una industria de pequeña escala. La mayor parte de las empresas tiene menos de diez trabajadores. Italia, Portugal y Suecia poseen el mayor número de empresas con menos de diez trabajadores. En términos de su participación total en el empleo, el tamaño más pequeño representa en la mayor parte de los países entre el 25 y el 33 por 100, siendo Italia y Suecia de nuevo las excepciones. La productividad media difiere considerablemente entre países aunque también cuenta la composición de la industria y las diferencias en el ingreso medio. La productividad media más alta se registra en Holanda y el Reino Unido, y la más baja en Italia y Portugal.

El cuadro n.º 2 muestra las diferencias por país de acuerdo con las variables de regulación que se usan para explicar las diferencias entre países en la productividad y en la eficiencia de la escala. La pri-

CUADRO N.º 2

## CARACTERÍSTICAS DEL CONJUNTO DE DATOS POR PAÍS EN TODAS LAS ACTIVIDADES 2000-2005

PAÍS	N.º DE PUNTOS DE DATOS	N.º DE EMPRESAS ANALIZADAS (X1.000)	EMPLEO ANALIZADO (X1.000)	PRODUCTIVIDAD (a) (X1.000 EURO)	2000-2005 PARTICIPACIÓN MEDIA (PORCENTAJE) DE PEQUEÑAS EMPRESAS(b) EN:		INTENSIDAD DE LA REGULACIÓN DEL MERCADO DE PRODUCTOS(c)	COSTE TOTAL DE HACER NEGOCIOS(d) 2005	COSTE DE PONER EN MARCHA UNA NUEVA EMPRESA(e) 2005	ÍNDICE DE FLEXIBILIDAD DE LOS CONTRATOS DE EMPLEO(f) 2005
					Total empresas	Total de empleo				
Austria.....	196	42	243	28,4	91,3	35,6	1,40	0,76	0,61	0,69
Bélgica.....	184	76	386	33,8	95,7	28,5	1,40	0,69	0,61	0,62
Dinamarca.....	96	16	108	37,6	91,4	24,6	1,10	0,55	0,19	0,20
Finlandia.....	98	16	81	33,2	94,1	33,6	1,30	0,67	0,25	1,09
Francia.....	240	399	2.684	29,7	93,5	24,2	1,70	0,79	0,26	1,40
Alemania.....	240	344	3.242	28,6	87,0	23,0	1,40	0,84	0,60	1,34
Irlanda.....	103	11	70	34,4	91,5	36,4	1,10	0,65	0,38	0,50
Italia.....	240	739	2.059	28,0	97,5	53,0	1,90	1,08	0,66	0,83
Holanda.....	230	104	677	42,1	91,7	24,8	1,40	0,80	0,53	1,02
Portugal.....	193	60	281	12,6	96,2	37,0	1,60	1,12	1,06	1,56
España.....	160	378	1.918	18,9	95,2	34,7	1,60	1,12	1,01	1,54
Suecia.....	207	141	453	30,4	96,7	43,2	1,20	0,80	0,25	0,96
Reino Unido....	175	426	3.234	44,0	91,2	26,8	0,90	0,44	0,34	0,29
Total.....	2.362	2.751	15.436							
Media.....	182	212	1187	30,9	93,3	30,9	1,38	0,79	0,52	0,93

Notas: (a) Nivel de productividad como valor añadido por empleado (en miles de euros, precios constantes), media para todas las ramas de servicios a empresas, 2000-2005.

(b) Representatividad de empresas de menos de 10 empleados

(c) Indicadores "sombrija" de la intensidad relativa de la regulación del mercado de productos; va desde 0 (la más baja) a 6 (la mayor intensidad regulatoria) y cubre un gran número de áreas económicas de regulación. Para el cálculo, ver Nicoletti *et al.* (2002).

(d) Indicador compuesto de los costes de hacer negocios impuestos por la regulación (0 es el nivel más bajo) sobre una muestra de 60 países basado en 28 subindicadores de la base de datos *Cost of Doing Business* (Nordås y Kox, 2009).

(e) Costes regulatorios relativos de empezar una nueva empresa (0 es el nivel más bajo) para una muestra de 60 países basada en 3 subindicadores de la *Cost of Doing Business Database* (Djankov *et al.* 2002; Nordås y Kox, 2009).

(f) Indicador compuesto de la flexibilidad de la regulación para contratar y despedir trabajadores (0 es el nivel más bajo) para una muestra de 60 países basada en 4 subindicadores de la *Cost of Doing Business database* (Nordås y Kox, 2009).

Fuente: Eurostat New Cronos, *Firm demography*, servicios a empresas por categoría de tamaño. Los datos de Holanda se extraen del censo de la Oficina Estadística de Holanda, usando la clasificación New Cronos por categoría de tamaño. Los indicadores de regulación de la OCDE, *PMR regulation indicators*, los proporciona el Departamento de Economía de la OCDE. Los otros indicadores de regulación provienen de la base de datos del Banco Mundial Coste de hacer negocios (*World Bank, Cost of Doing Business Database* (para ver el método de cálculo ver: Nordås y Kox, 2009).

mera variable es el así llamado indicador PMR de la OCDE, que mide diferencias relativas en la intensidad total de la regulación del mercado de productos (Nicoletti *et al.*, 2002; Nicoletti y Scarpetta, 2003). Esta variable muestra una variación relativamente limitada entre países. Los otros tres indicadores de regulación se obtienen de la base de datos del Banco Mundial «Coste de hacer negocios» (ver World Bank, *Cost of Doing Business*). El procedimiento de medida difiere del enfoque de la OCDE. Cuantifica las diferencias nacionales del coste causado por la regulación al emprender negocios, mostrando cómo se manejan negocios idénticos en distintos sistemas regulatorios nacionales (Djankov *et al.*, 2008 y [www.doingbusiness.org](http://www.doingbusiness.org)). Ello captura tanto la restricción relativa de las regulaciones en sí mismas como la eficiencia del aparato regulatorio. Para este trabajo, hemos usado los datos del Banco Mundial para calcular tres indicadores: un indicador general que cubre ocho áreas de negocio y dos indicadores para áreas de negocio que son especialmente importantes en nuestra investigación, llamadas indicador del coste de puesta en marcha de una empresa nueva y e indicador de flexibilidad de los contratos de empleo. El método de cálculo utilizado está documentado en Nordås y Kox (2009). Los diferentes indicadores muestran una considerable variación entre países.

En el cuadro n.º 3 se muestra la variación en el conjunto de datos de acuerdo con la dimensión de la industria, mostrando que existen diferencias sustanciales entre sectores a tres dígitos. Los niveles de productividad se encuentran en su máximo nivel en K720 (servicios informáticos) y K741 (servicios legales, de contabilidad y de consultoría). Los subsectores K745 (empresas de trabajo temporal), K746 (limpieza industrial) y K747 (servicios de seguridad) muestran un tamaño medio de la empresa significativamente más grande que en el resto de los subsectores. Esta diferencia en las economías de escala aparentes se refleja en una bastante menor cantidad de capital fijo por trabajador en estos tres subsectores que en el resto.

El cuadro también muestra las diferencias medias con respecto a los tres indicadores de la estructura del mercado. Los tres indicadores de la estructura del mercado se han construido fusionando el panel de estadísticas de servicios a empresas de EUROS-TAT (Eurostat SBS panel) con los datos de Eurostat sobre demografía de la empresa que contiene datos sobre el número de empresas de reciente creación, las que abandonan el mercado y las que ya están posicionadas en el mercado para una subconjunto de ramas y de países. Hemos usado la unión de las dos bases de datos para construir la tasa neta de en-

CUADRO N.º 3

**CARACTERÍSTICAS DE LAS ACTIVIDADES SELECCIONADAS EN EL CONJUNTO DE DATOS,  
MEDIA DE TRECE PAÍSES DE LA UNIÓN EUROPEA, 2000-2005**

Rama según la CNAE (a)	N.º de puntos de datos anualmente	N.º de empresas analizadas anualmente (x1.000)	Empleo analizado anualmente (x1.000)	Productividad (x1.000 euros) (b)	Tamaño medio de la empresa (en número de empleados)	Media del capital fijo por empleado (c)	Tasa media de entrada y salida (d)	Concentración media del mercado (índice HHI) (e)	Tamaño medio del mercado por empresa (f)
K720.....	245	335	1.952	49,3	5,8	35,5	4,7	0,114	0,02
K741.....	309	937	3.363	38,9	3,6	32,3	4,2	0,137	0,02
K742-3.....	365	591	1.975	35,8	3,3	29,0	2,5	0,132	0,04
K744.....	270	123	610	34,2	5,0	26,6	2,3	0,128	0,07
K745.....	293	30	2.014	25,5	66,2	5,7	7,8	0,129	0,06
K746.....	278	21	594	19,0	28,2	11,1	5,1	0,130	0,13
K747.....	305	101	2.183	14,6	21,6	7,6	3,0	0,129	0,04
K748.....	297	403	1.504	29,6	3,7	34,8	4,7	0,130	0,04
Total.....	2.362	2.542	14.194						
Media.....				30,9	17,2	22,820	4,3	0,129	0,05

Notas: (a) Códigos: K720 = servicios informáticos; K741 = servicios legales, contabilidad y auditoría; asesoría fiscal, investigación de mercado y opinión pública; consultoría; K742-3 = Ingeniería, análisis técnicos, arquitectura; K744 = publicidad; K745 = Selección de personal y empresas de trabajo temporal; K746 = Servicios de seguridad y detectives; K747 = limpieza industrial; K748 = Otros servicios a empresas no recogidos en otra clasificación.

(b) La productividad se mide como valor añadido por empleado (en miles de euros, precios constantes), media de todos los países en la muestra, 2000-2005.

(c) Promedio por empresa de capital fijo por empleado (en miles de euros, precios constantes), media de todos los países en la muestra, 2000-2005.

(d) Tasa media de entrada salida: nacimientos anuales de empresas menos defunciones anuales de empresas como porcentaje del número de empresas en actividad.

(e) Índice de concentración del mercado de Hirschmann-Herfindahl.

(f) Media de la actividad de la cuota de mercado por empresa (normalizado por el número total de empresas por país), media de todos los países en la muestra, 2000-2005.

Fuente: Elaboración propia a partir de la base de datos de Eurostat NewCronos, SBS y EUKLEMS.

trada y salida ajustada por el número de empresas en actividad por país, actividad y tamaño. Los subsectores k745 y k746 presentan una tasa de entrada y salida por encima de la media (fuerte selección dinámica relativa) mientras que k742/3 (servicios de ingeniería y arquitectura) y k744 (*marketing*) tienen bajas tasas de entrada y salida (selección dinámica lenta o aletargada).

El gráfico 2 ilustra la intensidad de capital fijo por trabajador de acuerdo con los diez distintos tamaños. Esto confirma las indicaciones del cuadro n.º 3 sobre las diferencias en las economías de escala aparentes entre subsectores. Las economías de capital fijo se agotan aproximadamente a un tamaño de 50 personas empleadas en trabajo temporal y servicios de limpieza y seguridad, mientras que el gráfico en otras ramas es mucho más diferenciado.

Los servicios informáticos dibujan una U de intensidad de capital que es marcadamente distinta de la de todas las otras actividades donde al mayor tamaño, le corresponde la menor intensidad de ca-

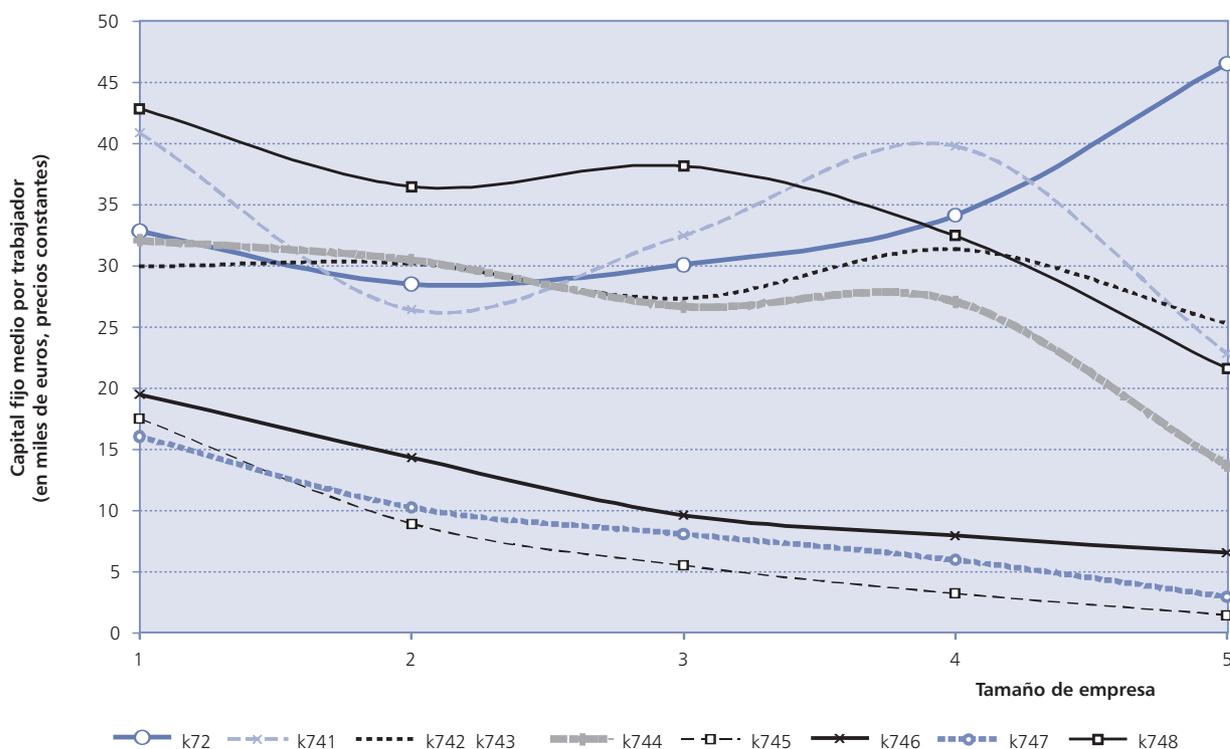
pital. Una explicación posible del patrón seguido por los servicios informáticos es que los tamaños más grandes invierten más en investigación básica y en sistemas marco principales por empleado.

## V. RESULTADOS ECONÓMICOS

Los resultados se presentan de acuerdo a una estrategia de tres fases (ver al comienzo del apartado III). El epígrafe V.1 ofrece los resultados de la estimación del modelo GSF, con el logaritmo del nivel de productividad como variable dependiente. El V.2 compara las predicciones paramétricas de la eficiencia X del modelo GSF con los resultados obtenidos del modelo no paramétrico DEA (12). El V.3 explica las eficiencias X y las eficiencias de escala con variables de la estructura del mercado y de la regulación. En el epígrafe V.4 se comprueba la robustez de estos resultados añadiendo la dinámica de entrada y salida. La parte final busca si hay diferencias entre las ineficiencias de escala por categoría de tamaño e identifica un tamaño mínimo eficiente.

GRÁFICO 2

### INTENSIDAD DEL CAPITAL POR EMPLEADO, 2000-2005 PROMEDIADO POR ACTIVIDAD



## 1. Resultados del modelo GSF

El cuadro n.º 4 presenta los resultados del test realizado con el modelo GSF utilizando el método de Battese y Coelli (1995). Usamos indicadores de características del mercado y de la regulación nacional como variables de control junto a las variables de la tecnología de la función de producción. Se usa el índice de Hirschmann-Herfindahl (HHI) de concentración del mercado. Como indicador de la intensidad competitiva, se usa más adelante la participación media en el mercado definida en cada celda por país  $x$ , actividad  $x$  y tamaño de la empresa, y normalizada por el tamaño del país (13). Las variables de intensidad de la regulación nacional sufren un retardo de un año que es el tiempo estimado de reacción de las empresas.

El panel A del cuadro n.º 4 muestra las estimaciones obtenidas de la frontera de productividad translogarítmica (ecuación [1]). Los parámetros de los efectos no lineales de los insumos son significa-

tivamente distintos de cero, lo cual indica que los efectos de escala son locales y que dependen del tamaño del insumo. Los resultados se obtienen después de corregir por diferencias de frontera añadiendo *dummies* para países, subsectores y tamaños.

El panel B de la tabla muestra las estimaciones simultáneas de la ecuación [2] del modelo GSF. Aquí se introduce el tamaño medio de mercado para cada observación y el índice HHI como indicadores de la estructura del mercado. Para analizar el impacto de la intensidad de la regulación, se usa el indicador del Banco Mundial *Coste de hacer negocios*.

Para la interpretación de los resultados de la estimación es importante darse cuenta de que el panel B da los resultados de la ecuación [2], la cual es una medida de la ineficiencia  $X$ . Así que un parámetro positivo significa que la variable contribuye positivamente al grado de ineficiencia y, por tanto, disminuye la eficiencia. De este modo, se afirma que una mayor cuota de mercado media (pocas empre-

CUADRO N.º 4

### ESTIMACIONES DEL MODELO GENERAL DE FRONTERA ESTOCÁSTICA (GSF) DE DATOS DE PANEL 2000-2005

VARIABLE DEPENDIENTE:  
LOG(PRODUCTIVIDAD DEL TRABAJO)

	Coefficiente <sup>(c)</sup>	Valor t
<b>A) Función de producción translogarítmica</b>		
Variables tecnológicas:		
— Capital fijo .....	0,23***	11,3
— Insumos de trabajo .....	0,92***	18,5
— Efectos de escala locales del capital .....	- 0,05***	- 5,1
— Efectos locales de escala del trabajo .....	- 0,12***	- 11,7
— Interacción capital-trabajo .....	0,05***	6,8
Inclusión de <i>dummy</i> de actividad .....	Sí	
Inclusión de <i>dummy</i> de país .....	Sí	
Inclusión de <i>dummy</i> de tamaño .....	Sí	
Inclusión de <i>dummy</i> de año .....	Sí	
Constante .....	3,18***	56,8
<b>B) Ecuación de ineficiencia X</b>		
Variables de la estructura del Mercado:		
— Cuota de mercado media por celda de datos <sup>(a)</sup> .....	- 0,04***	- 4,0
— Índice HHI, Herfindahl, a nivel micro .....	- 0,23	- 0,5
Entorno regulatorio:		
— Indicador de costes totales de hacer negocios <sup>(b)</sup> .....	1,41***	6,6
Inclusión de variables de tamaño .....	Sí	
Número de observaciones .....	2.362	
Log de la función de verosimilitud .....	366,6	

Notas: (a) Recíproco del número de empresas por celda de datos (país x actividad x categoría de tamaño).

(b) Indicador compuesto del coste de hacer negocios causado por la regulación (0 es el nivel más bajo) en un país y en relación con una muestra de 60 países, basado en 28 subindicadores de la base de datos del Banco Mundial *Coste de hacer negocios* (World Bank, *Cost of Doing Business Database*). La construcción del indicador se describe en Nordås y Kox (2009).

(c) \* significativo al 10 por 100 del nivel de confianza, \*\* significativo al nivel del 5 por 100, \*\*\* significativo al nivel del 1 por 100.

sas en cada celda) incrementa la eficiencia  $X$ . Este efecto va en contra de la intuición. Una explicación posible es que los resultados capturen la correlación positiva entre la cuota de mercado media y la eficiencia en la escala. Podría decirse que las empresas tienen que crecer para alcanzar las economías de escala, ganando cuota de mercado en este proceso. Este resultado puede indicar por tanto una endogeneidad de las cuotas de mercado (14).

Un resultado a destacar es que la mayor intensidad regulatoria (índice del coste de hacer negocios) tiene un efecto negativo muy significativo en la eficiencia  $X$ . Esto se ajusta a las predicciones de la literatura (apartado II). Por último, la concentración del mercado medida por el índice HHI parece no tener un impacto significativo en la eficiencia  $X$  de las estimaciones del modelo general de frontera estocástica.

## 2. Comparación con el DEA

Se ha usado el análisis envolvente de datos (DEA) para comprobar la robustez de los resultados GSF y como método que permite profundizar en la eficiencia de la escala. Como se observa en la ecuación [4] el indicador de la eficiencia de la escala depende de ambos indicadores de eficiencia ( $XE^{TRVE}$ ,  $XE^{TRCE}$ ). Podría ocurrir una imprecisión si el error de medida perturba la identificación correcta de los puntos de referencia  $TRVE$  y  $TRCE$  para cada observación particular o *unidad de decisión*. En el anexo se explica por qué este tipo de sesgo queda limitado con el tipo de datos que se ha usado.

El cuadro n.º 5 compara las predicciones de la eficiencia  $X$  del método GSF con las que se obtienen del DEA ( $XE^{TRVE}$ ,  $XE^{TRCE}$ ). Hay que volver a decir que las mediciones del DEA se calculan para cada subsector y año. De este modo, los resultados  $XE^{TRVE}$  parecen bastante similares a las predicciones GSF en los tamaños más pequeños y más grandes. Sin embargo, para los otros tamaños se obtienen diferencias llamativas. Esto no debe sorprender, ya que la variable no paramétrica de la frontera de rendimientos variables de escala siempre contiene los datos más ajustados que en el caso de la tecnología de rendimientos constantes a escala del modelo GSF. En media, el modelo GSF sobreestima la eficiencia  $X$  si se compara con la medida escogida  $XE^{TRVE}$ , mientras que el indicador  $XE^{TRCE}$  la infraestima.

Los indicadores de eficiencia  $X$  DEA muestran la distancia hacia una frontera de toda la industria para todos los tamaños. Es, sin embargo, posible que no todos los tamaños tengan la misma eficiencia; algunos pueden estar operando en una escala subóptima y no agotando, por tanto, las ganancias potenciales de la escala. Esto se mide a través del indicador de eficiencia de la escala  $SCE$ . Hemos representado los tres indicadores de eficiencia más relevantes en el gráfico 3. Los resultados son bastante llamativos. La clase más pequeña de tamaño tiene el menor grado de ineficiencia  $X$  de acuerdo con  $XE^{TRVE}$  (y en torno a la media GSF). Esto significa que *dentro* de esta categoría de tamaño las empresas usan tecnologías muy parecidas. Sin embargo, el indicador de eficiencia de la escala muestra que, desde la perspectiva de la productividad, la tecnología del tamaño más pequeño es definitivamente subóptima comparada con la tecno-

CUADRO N.º 5

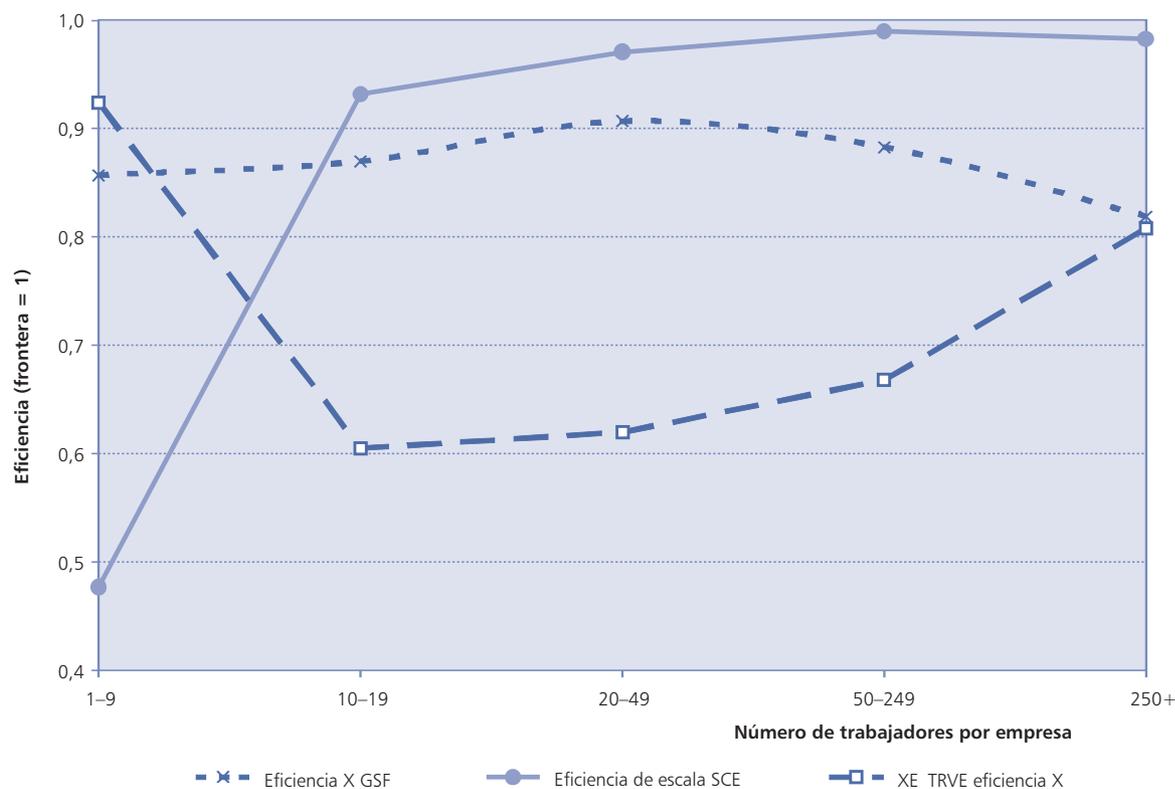
### COMPARACIÓN DE LAS EFICIENCIAS $X$ DEA Y GSF, MEDIAS POR TAMAÑO, 2000-2005

	EFICIENCIA PREDICHA POR EL MODELO GSF <sup>(a)</sup> (MEDIANA POR CATEGORÍA DE TAMAÑO)	EFICIENCIAS $X$ CALCULADAS POR EL MODELO DEA <sup>(b)</sup>	
		$XE^{TRVE}$ (Mediana por categoría de tamaño)	$XE^{TRCE}$ (Mediana por categoría de tamaño)
<b>Tamaños:</b>			
— 1-9 empleados .....	0,857	0,924	0,417
— 10-19 empleados .....	0,870	0,605	0,566
— 20-49 empleados .....	0,907	0,620	0,599
— 50-249 empleados .....	0,883	0,668	0,653
— $\geq 250$ empleados .....	0,819	0,808	0,701
Todos los tamaños .....	0,875	0,722	0,594

Notas: (a) Predicción de ineficiencias  $X$  basadas en el método de Battese-Coelli calculadas como  $e^{-\tau}$  para que sean comparables con los indicadores DEA.

(b) El indicador de ineficiencia  $X$  DEA permite rendimientos de escala variables (ecuación [3]).

GRÁFICO 3  
COMPARACIÓN DE TRES INDICADORES DE EFICIENCIA POR TAMAÑO DE EMPRESA (MEDIA DE TODOS LOS SUBSECTORES Y PAÍSES, 2000-2005)



logía en otros tamaños. La eficiencia de la escala es sólo aproximadamente la mitad de la siguiente categoría de tamaño (10-19 empleados). Más allá de 10-19 empleados, la eficiencia de la escala se incrementa solamente de manera marginal alcanzando su punto máximo entre los trabajadores comprendidos entre 50 y 249. La eficiencia X media es, sin embargo, la más baja en el tamaño que va de 10 a 49 trabajadores, indicando que *dentro* de este rango tiene que estar la dispersión más grande de las tecnologías aplicadas en comparación con los otros tamaños.

Las empresas que operan en una escala subóptima pueden localizarse dentro de la parte de la función de producción que tiene rendimientos crecientes de escala. Se analizará este asunto posteriormente para los resultados DEA. Para cada celda de datos se calcula si hay rendimientos de escala crecientes, decrecientes o constantes (15). El cuadro n.º 6 muestra la distribución por tamaño de las características de los rendimientos a escala y de las puntuaciones de la ineficiencia de la escala, promediando por todos los años, países y

subsectores. La gran mayoría de casos parecen operar en la región de la escala de rendimientos crecientes de la función de producción. La distribución por categorías de tamaño muestra que, sin embargo, un número considerable de casos se sitúa en la región de rendimientos decrecientes de escala.

El patrón de las eficiencias de escala DEA que encontramos permite concluir que muchas empresas pequeñas tienen potencial para incrementar su productividad si usan adecuadamente las economías de escala. Especialmente, las ganancias potenciales de escala de las empresas más pequeñas parecen bastante considerables.

### 3. Explicación de las ineficiencias DEA

En una industria perfectamente competitiva con una selección de entrada y salida, sería complicado comprender por qué las ineficiencias de escala pueden persistir a lo largo del tiempo. Un paso lógico

CUADRO N.º 6

**EFICIENCIAS DE ESCALA DEA Y NATURALEZA DE LOS RENDIMIENTOS MARGINALES DE ESCALA POR CATEGORÍA DE TAMAÑO  
(PROMEDIO DE TODOS LOS SUBSECTORES Y PAÍSES, 2000-2005)**

	EFICIENCIA DE ESCALA (SCE), MEDIANA POR TAMAÑO (*)	TIPO LOS RENDIMIENTOS MARGINALES DE ESCALA, PORCENTAJE DE CASOS POR CATEGORÍA DE TAMAÑO		
		Crecientes	Decrecientes	Constantes
<b>Tamaños:</b>				
— 1-9 empleados.....	0,477	97,0	0,6	2,3
— 10-19 empleados.....	0,932	85,8	10,7	3,5
— 20-49 empleados.....	0,971	80,4	15,0	4,6
— 50-249 empleados.....	0,990	64,8	27,5	7,8
— ≥ 250 empleados.....	0,983	26,0	55,0	19,0
Todos los tamaños.....	0,955	72,1	21,7	7,1

Notas: (\*) El indicador de eficiencia de escala se define en la ecuación [4] (tomando los rendimientos constantes de escala como referencia).

en nuestra investigación es averiguar si existen eficiencias de escala en el panel de dimensión que se pueden explicar por la estructura de mercado y la regulación. Tratamos de explicar las puntuaciones de eficiencia DEA en un modelo de regresión de series Tobit. Ya que no podemos identificar si las empresas individuales se mueven entre ambas clases, usamos un estimador de efectos aleatorios de panel en vez de confiar en un modelo de efectos fijos (16).

Para la regulación se usa un conjunto de indicadores más detallado. En el cuadro n.º 4 utilizamos el indicador *coste de hacer negocios* que es un indicador «paraguas» de amplia cobertura. En lo que se refiere a las posibles consecuencias, podemos aprender más, sin embargo, fijándonos en indicadores más específicos para comprender mejor qué áreas de la regulación importan más a la hora de la productividad y las economías de escala. De aquí que hayamos sustituido la variable compuesta de regulación por los tres siguientes subindicadores, cubriendo cada uno un área específica de la regulación:

- 1) El coste de creación y registro de un nuevo negocio (costes de entrada).
- 2) Los costes causados por la regulación en un negocio que se cierra (costes de salida).
- 3) El indicador de inflexibilidad de los contratos de trabajo (representa las diferencias nacionales en coste de la recolocación del trabajo, de la contratación y del despido).

Una puntuación más alta en estos indicadores implica mayores costes para las empresas origina-

dos por la regulación. El cuadro n.º 7 muestra los efectos marginales de los modelos de efectos aleatorios Tobit. Todas las variables continuas vienen expresadas en logaritmos, así que sus parámetros estimados se pueden interpretar como elasticidades. Todas las variables de regulación del mercado de las columnas 1 y 2 tienen un impacto negativo en la eficiencia  $X$ , como podría esperarse. El impacto en la intensidad competitiva dentro de cada segmento no parece ser, por otra parte, estadísticamente significativo. Las estimaciones de los indicadores de regulación muestran que la regulación causada por los costes de entrada y salida y la inflexibilidad laboral tienen un impacto negativo, y el mayor efecto se atribuye en gran medida a los costes de salida.

Las columnas 3 y 4 del cuadro n.º 7 muestran las estimaciones Tobit de efectos aleatorios del modelo que explica las eficiencias de escala DEA. El tener una mayor cuota de mercado dentro de cada categoría de tamaño parece incrementar la eficiencia de la escala. Al igual que en las estimaciones GSF nuestra hipótesis para explicar este efecto es la de que para conseguir economías de escala las empresas tienden a incrementar su cuota de mercado. El impacto más fuerte de las deseconomías de escala en la categoría más pequeña de tamaño (como se muestra en el gráfico 3) sería suficiente para explicar este efecto. Todo esto es lo más plausible, ya que las estimaciones negativas significativas del HHI significan que para el rango completo de una clase de tamaño, la mayor concentración de mercado resulta negativa en la eficiencia productiva.

Otro resultado interesante del cuadro n.º 7 se refiere a los resultados de las diferentes variables re-

CUADRO N.º 7

## ESTIMACIONES DE EFICIENCIAS DEA BASADAS EN UN MODELO TOBIT DE EFECTOS ALEATORIOS

	VARIABLES DEPENDIENTES			
	Eficiencias X DEA		Eficiencias de escala DEA	
	$\log(XE^{TRVE})$		$\log(SCE)$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coeficiente <sup>(c)</sup>	Z	Coeficiente <sup>(c)</sup>	Z
<i>Dummies</i> de tamaño: <sup>(a)</sup>				
— 10 - 19 empleados .....	- 0,507***	- 12,5	0,623***	22,3
— 20 - 49 empleados .....	- 0,471***	- 11,2	0,657***	22,7
— 50 - 249 empleados .....	- 0,405***	- 9,0	0,655***	21,2
— ≥ 250 empleados .....	- 0,224***	- 4,4	0,562***	16,1
Estructura del mercado				
— Cuota de mercado media .....	- 0,005	- 0,9	0,019***	5,1
— HHI (a nivel micro) .....	- 0,023***	- 3,7	- 0,014***	- 4,0
Índices de regulación:				
— Poner en marcha un negocio .....	- 0,140***	- 6,8	- 0,002	- 0,2
— Cerrar un negocio .....	- 0,211***	- 3,1	- 0,224***	- 5,0
— Inflexibilidad del empleo .....	- 0,067***	- 2,7	- 0,057***	- 3,6
Variables de actividad <sup>(b)</sup> .....	sí		sí	
Número de observaciones .....	2.362		2.362	
Log de máxima verosimilitud .....	808,6		479,6	

Notas: (a) Se toma como referencia el tamaño más pequeño (1-9 empleados).

(b) Se toman como referencia los servicios informáticos (K720).

(c) Códigos derivados de los valores Z: \*\* significativo al 5 por 100 del nivel de confianza, \*\*\* significativo al 1 por 100.

Fuente: Elaboración propia.

gulatorias. Todas tienen el signo negativo esperado, pero el parámetro estimado de los costes de puesta en marcha causados por la regulación en la eficiencia de la escasa es ahora próximo a cero. La mayor parte de las entradas suceden en la categoría más pequeña de tamaño, como se muestra en el cuadro n.º 2.

Así que podemos concluir que los costes de entrada causados por la regulación no juegan papel alguno en la gran ineficiencia de la escala en la categoría de tamaño más pequeña (gráfico 3). En mayor medida, son los costes de salida y los costes administrativos de cerrar una empresa los que parecen ser el mayor obstáculo regulatorio para la selección competitiva y la eficiencia, seguidos de cerca por la inflexibilidad del empleo provocada por la regulación.

#### 4. Añadiendo información a la dinámica de entrada y salida

Las variables referidas a la regulación del cuadro número 7 podrían recoger el papel de la dinámica de entrada y salida, mientras la regulación en sí misma

podiera no ser la «culpable». Como test de robustez, hemos elegido si los resultados previos permanecen estables después de incluir una medida de la dinámica real de entrada y salida. Hemos incluido esta variable en el modelo Tobit para modelos DEA de eficiencias de escala. Los resultados se presentan en el cuadro n.º 8.

Como era de esperar, la contribución de la entrada y la salida es positiva, ya que esta medida proporciona un elemento de competencia adicional al impacto de la competencia entre empresas ya existentes. A más entradas netas, mayor es el incentivo para ganar eficiencia, y este impacto en la eficiencia resulta ser grande.

Más impactante, sin embargo, es el resultado de que añadir tasas de entrada-salida no altera mucho las otras estimaciones. No hay un cambio en la significación de las variables ya incluidas. A pesar de la reducción de la muestra (desde 2.362 a 1.238), el impacto negativo de la regulación causada por los costes de salida resulta ser incluso más fuerte que antes, y lo mismo sucede en el caso del impacto ne-

CUADRO N.º 8

**EFICIENCIAS DE ESCALA DEA ESTIMADAS POR UN MODELO TOBIT DE EFECTOS ALEATORIOS INCLUYENDO TASAS NETAS DE ENTRADA Y SALIDA (BASADO EN LA FUSIÓN DE LAS BASES DE DATOS SBS Y FIRM DEMOGRAPHY), 2000-2005**

	VARIABLES DEPENDIENTES			
	log(SCE)		log(SCE)	
	Panel		Panel	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	Coficiente <sup>(c)</sup>	Valor Z	Coficiente <sup>(c)</sup>	Valor Z
<i>Dummies</i> de tamaño: <sup>(a)</sup>				
— 10 - 19 empleados.....	0,719***	19,3	0,696***	18,7
— 20 - 49 empleados.....	0,755***	19,5	0,723***	18,5
— 50 - 249 empleados.....	0,759***	18,2	0,715***	16,9
— ≥ 250 empleados.....	0,665***	13,8	0,599***	12,0
Estructura de mercado				
— Cuota de mercado media.....	0,015***	2,8	0,025***	4,4
— HHI (a nivel micro).....	- 0,013***	- 2,0	- 0,013***	- 2,2
— Entrada-salida (demografía de la empresa)....	0,326***	2,3	0,316***	2,2
Índices de regulación:				
— Coste total de hacer negocios.....	- 0,238***	- 5,5	0,01	0,6
— Poner en marcha un negocio.....			- 0,313***	- 3,0
— Cerrar un negocio.....			- 0,144***	- 5,2
— Flexibilidad del empleo.....				
<i>Dummies</i> por actividad <sup>(b)</sup> .....	sí		sí	
Número de observaciones.....	2.362		2.362	
Log de máxima verosimilitud.....	808,6		479,6	

Notas: (a) Se toma como referencia el tamaño más pequeño (1-9 empleados).

(b) Se toman como referencia los servicios informáticos (K720).

(c) Códigos derivados de los valores Z: \*\* significativo al 5 por 100 del nivel de confianza, \*\*\* significativo al 1 por 100.

Fuente: Elaboración propia.

gativo de la inflexibilidad del empleo causada por la regulación. Aparentemente, ambos tipos de regulación dificultan realmente el proceso de selección competitiva en los servicios a empresas, y por tanto dificultan la mejora de la productividad de los servicios a empresas en la Unión Europea.

## 5. Buscando la escala óptima

Otra característica de nuestros datos es que podemos averiguar la existencia de una escala óptima de producción de los servicios a empresas. Ésta se puede conseguir usando las estimaciones de las *dummies* de tamaño. Estas estimaciones se pueden interpretar como la diferencia en las eficiencias de escala entre tipos de tamaño, condicionada o incluyendo otros determinantes (diferencias en) la eficiencia de la escala. El modelo Tobit de los cuadros n.ºs 7 y 8 usa un término constante (que no aparece en los cuadros). De este modo, las estimaciones de las *dummies* de tamaño en estos cuadros

se refieren a las diferencias de tamaño relacionadas con eficiencias de escala con respecto al grupo de referencia (por ejemplo, la categoría de tamaño de las empresas con menos de 10 trabajadores (categoría de tamaño 1)).

Usamos las estimaciones de las *dummies* de tamaño para aplicar una secuencia del test de Wald para conocer las diferencias entre las estimaciones de las *dummies* de categoría de tamaño. Los resultados de los modelos de escala de eficiencia DEA se presentan en el cuadro n.º 9. La primera entrada se refiere a la estimación de la diferencia entre la clase 2 (de 10 a 19 personas) y el grupo de referencia (empresas con menos de 10 empleados). En todos los modelos, esta diferencia es considerable, y este resultado corrobora los resultados descriptivos del cuadro n.º 5. Podría decirse que hay mucho potencial a la hora de conseguir economías de escala en las empresas más pequeñas. Sin embargo, las diferencias entre las estimaciones de otras clases de tamaño y la clase 2 son muy pequeñas, y no son sig-

CUADRO N.º 9

## ANÁLISIS DE LAS DIFERENCIAS ENTRE LAS EFICIENCIAS DE ESCALA Y LAS EFICIENCIAS DE CATEGORÍA DE TAMAÑO

	SCE EN CUADRO N.º 7, COLUMNA 3		SCE EN CUADRO N.º 8, COLUMNA 1		SCE EN CUADRO N.º 8, COLUMNA 3	
	Coefficiente <sup>(a)</sup>	Valor P <sup>(b)</sup>	Coefficiente <sup>(a)</sup>	Valor P <sup>(b)</sup>	Coefficiente <sup>(a)</sup>	Valor P <sup>(b)</sup>
<b>Diferencias entre pares de tamaños:</b>						
Tamaño 2 - Tamaño 1 <sup>(c)</sup> .....	0,62	0,00 (c)	0,72	0,00 (c)	0,70	0,00 (c)
Tamaño 3 - Tamaño 2 .....	0,03	0,21	0,04	0,31	0,03	0,44
Tamaño 4 - Tamaño 2 .....	0,03	0,25	0,04	0,28	0,02	0,60
Tamaño 5 - Tamaño 2 .....	-0,06	0,05	-0,05	0,19	-0,10	0,02
Tamaño 4 - Tamaño 3 .....	0,00	0,95	0,01	0,90	-0,01	0,83
Tamaño 5 - Tamaño 3 .....	-0,09	0,00	-0,09	0,02	-0,12	0,00
Tamaño 5 - Tamaño 4 .....	-0,09	0,00	-0,09	0,01	-0,12	0,00

Notas: (a) Diferencias en las *dummies* de las estimaciones por categoría de tamaño de los modelos Tobit RE.

(b) Valor P del test de la  $\chi^2(1)$  de igualdad de tamaño de los coeficientes de las variables *dummy*. Un valor  $P > 0,05$  confirma la hipótesis nula de igualdad de tamaño de las *dummies*.

(c) El valor P proporciona la significación marginal de la diferencia entre la categoría de tamaño de la estimación *dummy* 2 y la estimación del grupo de referencia (categoría 1).

Fuente: Elaboración propia.

nificativamente distintas de cero, como se puede inferir del valor P del test de los estadísticos chi-cuadrado, que para todas las diferencias con respecto a la categoría de tamaño 2 excede su valor crítico de 0,05 (17).

El cuadro también muestra que el tamaño 5 (mayor o igual a 250 empleados) tiene una menor escala de eficiencia que la clase 3 (de 20 a 49 empleados) o la clase 4 (entre 50 y 249 empleados). De este modo, el patrón de las ineficiencias se dobla hacia atrás después de la categoría 3. Tomando estos contrastes en su conjunto, los resultados indican que la escala más eficiente es la más cercana a los 20 empleados, y que las ineficiencias de escala muestran un patrón con forma de joroba, con fuertes economías de escala potenciales para las empresas más pequeñas, y grandes desventajas para las mayores.

## VI. CONCLUSIONES

El presente análisis está motivado por la débil productividad de los servicios a empresas en la Unión Europea. Hemos analizado los determinantes estructurales de la productividad del trabajo centrándonos en la ineficiencia de la escala, en la competencia imperfecta en relación con una distorsionada selección de entrada y salida, y en las barreras regulatorias que dificultan la asignación de recursos en las empresas más eficientes. Todo ello se ha analizado mediante la aplicación de un modelo de frontera de productividad GSF completado con un análisis envolvente de datos no paramétrico (DEA) para

probar la robustez y como método para analizar posteriormente las eficiencias de escala. Habiendo establecido la frontera de productividad compuesta de la industria para un amplio conjunto de datos de trece países de la Unión Europea, hemos obtenido para todas las observaciones la distancia a la frontera de productividad y la incidencia de las ineficiencias de escala. Posteriormente, hemos aplicado un método de estimación de panel Tobit para comprobar si los indicadores resultantes de la eficiencia X y de la escala de eficiencia se pueden explicar por las características de la estructura de mercado y por las diferencias nacionales en la intensidad regulatoria.

Tenemos un número importante de resultados. La clase más pequeña de tamaño (de 1 a 9 trabajadores) representa más del 90 por 100 de todas las empresas de servicios a empresas en la Unión Europea, y aproximadamente un tercio del total del empleo. Este tamaño es muy competitivo, sus empresas tienen, en media, una escasa cuota de mercado y tienden a usar tecnologías muy similares (pequeñas ineficiencias X). Sin embargo, esta categoría de tamaño, considerada en su conjunto, muestra una gran ineficiencia de escala comparada con la clase más eficiente (entre 50 y 249 empleados). Esta ineficiencia de escala persiste en el tiempo y señala a una débil selección competitiva. La persistencia de la ineficiencia X (productividad por debajo del óptimo en relación con la frontera de la industria) es explicada por las características del mercado y de la regulación. Una mayor dinámica de entradas y salidas es favorable para el desempeño de la productividad, mientras que la concentración del mercado actúa de manera negativa.

También la intensidad regulatoria parece disminuir el desempeño de la productividad. En particular, adentrándonos en el tipo de regulación, encontramos que los costes de salida causados por la regulación (por ejemplo, el cierre de una empresa) tienen un impacto negativo muy significativo en el proceso de selección competitiva y, por consiguiente, en el desempeño de la productividad de los servicios a empresas en la Unión Europea. En menor medida, la inflexibilidad de la reasignación de trabajo provocada por la regulación disminuye la productividad. Bastantes políticas relacionadas con la implantación de nuevas empresas no muestran influencia significativa. De ahí que los costes de salida causados por la regulación se presenten como un gran obstáculo para la selección competitiva. En conjunto, encontramos que la escala más eficiente es la más próxima a 20 empleados y las ineficiencias de escala muestran un patrón en forma de joroba con economías de escala potenciales fuertes para las empresas más pequeñas, y deseconomías de escala para las grandes.

Los resultados indican que, para empezar, las políticas deberían primar más las medidas que facilitan el crecimiento de la empresa hasta al menos 20 empleados, y en segundo lugar, disminuir los obstáculos causados por la regulación para reasignar el trabajo y cerrar las empresas ineficientes. Ambas medidas pueden provocar efectos positivos sustanciales en la productividad de los servicios a empresas en la Unión Europea.

#### NOTAS

(\*) Traducción de la Doctora M.<sup>ª</sup> Teresa Fernández Fernández, Universidad Rey Juan Carlos.

(1) Los datos de Eurostat de 2004 muestran que tres millones de empresas en la Unión Europea a 27 países tenían como actividad principal la provisión de servicios a empresas, empleaban a 13 millones de personas y generaban una cifra de negocios total de 1.167 millones de euros, el equivalente al 11 por 100 del empleo en la economía comercial. Los servicios legales, de contabilidad, de auditoría y de gestión de negocio representaban el 35 por 100 de la cifra de negocio de los servicios a empresas; la consultoría de tecnologías de la información (TIC), el 27 por 100, arquitectura, ingeniería técnica y consultoría ascendían a un 19 por 100, publicidad al 11 por 100 y selección y provisión de personal, otro 8 por 100.

(2) Téngase en cuenta que el nivel alcanzado por la productividad en muchas ramas de servicios es bastante alto en comparación con la industria. Las empresas de servicios intensivos en conocimiento tienen un valor añadido por trabajador más alto porque emplean a trabajadores muy cualificados, con salarios relativamente más altos. Los niveles de productividad son mucho más bajos en actividades de servicios a empresas que producen servicios estandarizados, como limpieza industrial, seguridad, envasado, mantenimiento de libros y tareas administrativas.

(3) CAMACHO y RODRÍGUEZ (2007) y GUERRIERI, MAGGI *et al.* (2005) ofrecen evidencia empírica de que los servicios a empresas generan externalidades tecnológicas.

(4) En comparación con la industria, las economías de escala en los servicios han sido mucho menos analizadas, en parte debido a problemas de disponibilidad de datos (TRIPLETT *et al.*, 2004; DIEWERT, 2005).

(5) Varios autores demuestran empíricamente los efectos de selección dinámica relacionados con la productividad (FOSTER *et al.*, 1998; BROWN *et al.*, 2006; VAN DER WIEL, 1999).

(6) Las ramas de servicios a empresas, tales como la consultoría de tecnologías de la información, el alquiler de equipos y la selección de personal, están más expuestas a la competencia internacional. Las ramas más resguardadas de la competencia internacional son la contabilidad y la asesoría fiscal (CSES, 2001).

(7) Los fallos de mercado más importantes originados por la regulación son las externalidades y las asimetrías de información. Las externalidades ocurren cuando la producción, la distribución y el consumo de ciertos servicios afectan a terceros (la confianza que proporciona la auditoría de las cuentas anuales de las empresas sobre el funcionamiento global del sistema financiero, o los aspectos de seguridad pública en el diseño de edificios). Más aún, la producción y consumo de servicios debe hacerse al mismo tiempo y en el mismo lugar, lo que hace difícil la estandarización de un servicio. La calidad del producto es, a priori, desconocida para el consumidor, más que en el caso de los bienes. El problema de información que tiene cada comprador de servicios es, sin embargo, más serio en el caso de complejos servicios médicos y servicios profesionales que precisan de conocimiento especializado. El comprador de tales servicios se enfrenta a la información asimétrica de no conocer la calidad del servicio, a veces incluso después de que la transacción haya tenido lugar. Para solucionar tales asimetrías estructurales, los gobiernos han regulado los servicios a empresas y los servicios profesionales en los que la información asimétrica puede ser importante, incluso si los servicios son provistos fundamentalmente a través de empresas.

(8) Por poner un ejemplo, BAKER, MILES *et al.*, (2008) hallaron en los servicios de seguridad y en las empresas de trabajo temporal que los países con mayores niveles de regulación se caracterizaban por una mayor concentración del mercado. Por el contrario, regulaciones nacionales estrictas sobre quién puede desempeñar los servicios técnicos de consultoría en algunos países de la Unión Europea parecían tener el efecto contrario, impidiendo que competidores internacionales entrasen en estos mercados nacionales e impidiendo el desarrollo de empresas más grandes.

(9) Estos supuestos son consistentes con  $\theta_{it}$  siendo un truncamiento no negativo de la distribución  $N(\gamma'Z_{it}, \sigma_{it}^2)$  para la cual se asume que no está correlacionada con la perturbación idiosincrática  $\mu_{it}$  de la ecuación [1].

(10) ZELLNER *et al.* (1966) afirman que los insumos de trabajo no están correlacionados con el término de perturbación de la función de producción si asumimos como punto de partida modelos completos subyacentes «esperados» y estocásticos de maximización del beneficio. Puesto que los datos de nuestro estudio reflejan el «comportamiento medio» (por categoría de tamaño, rama y país), es probable que los esfuerzos estocásticos de maximización de cada empresa estén «compensados». La clase de endogeneidad asociada tendrá por tanto una importancia relativa en este trabajo.

(11) La clasificación por tamaño de la empresa se obtiene a partir del número de empleados por empresa, incluyendo al patrono. Se usa como punto de corte un empleado, aunque algunos países también tienen datos para tamaños de menos de un empleado.

(12) En este apartado usamos uniformemente una medida de eficiencia  $X$  positiva (la eficiencia  $X$  y la eficiencia de escala), en vez de utilizar la correspondiente expresión negativa (ineficiencia  $X$  e ineficiencia de escala). Dado que nuestras medidas de eficiencia tienen un rango entre 0 y 1, la correspondiente medida de ineficiencia se obtiene como complemento, es decir, 1 menos el nivel de eficiencia.

(13) La cuota media de mercado es el número equivalente de empresas por celda de datos o caso, normalizada por el número total de empresas en una industria concreta. Se normaliza para evitar que esta variable recoja el efecto de tamaño del país.

(14) El método de BATTESE y COELLI (1995) no contempla la endogeneidad de los regresores.

(15) El cálculo de si una celda de datos o caso está sujeta a rendimientos de escala crecientes, decrecientes o constantes se reduce a resolver un problema de programación lineal para cada observación.

(16) El uso de empresas «en la media» para cada celda de datos o caso (país  $x$ , actividad  $x$ , tamaño) como unidades básicas de análisis implica limitaciones en el uso de métodos econométricos. Si todos los microdatos hubieran estado disponibles, habríamos controlado por los efectos fijos (EF) de cada empresa a la hora de elegir la producción y los *inputs* (tales como la calidad de la gestión) que provocan resultados sobre la productividad. Sin embargo, el test EF no está permitido, dado que no podemos identificar las empresas que están representadas en cada celda promedio. Una empresa que en el año  $t$  está dentro de la categoría de tamaño 1 puede haber pasado o no a la categoría 2 en el año  $t+x$ . Desafortunadamente, este efecto de selección no se puede identificar, por lo que llevar a cabo un control de acuerdo con efectos fijos según el tamaño de la empresa no tiene sentido. Sin embargo, para superar la limitación de nuestros datos, lo hemos supuesto añadiendo tasas de entrada y salida exógenas para los servicios a empresas en cada país (fuente: Eurostat).

(17) Usando el test de Wald, no sólo se tienen en cuenta los errores estándar de las estimaciones, sino también su correlación.

#### BIBLIOGRAFÍA

ABRAMOVITZ, M. (1956), «Resource and output trends in the United States since 1870», *American Economic Review*, vol. 46, mayo: 5-23.

ANTONELLI, C., (1999), *The Microdynamics of Technological Change*, Routledge, Londres.

AXTELL, R., (2001), «Zipf distribution of U.S. firm sizes», *Science*, 293:1818-1820.

— (2006), «Firm sizes: Facts, formulae, fables and fantasies», *Center on Social and Economic Dynamics Working Paper n.º 44*, Brookings, Washington.

BAKER, P.; I. MILES *et al.*, (2008), *Study on industrial policy and services*, Encargado por la Comisión Europea (DG Enterprise), ECORYS, Bruselas / Rotterdam.

BARONE, G., y F. ZINGANO, (2008), «Service regulation and growth: evidence from OECD countries», *Temi di discussione #675*, Banca d'Italia, Roma.

BARTELSMAN, E., y M. DOMS, (2000), «Understanding productivity: lessons from longitudinal microdata», *Journal of Economic Literature*, 38 (3): 569-594.

BATTESE, G., y T. COELLI, (1995), «A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data», *Empirical Economics*, 20 (2): 325-332.

BLOCH, H.; G. MADDEN, y S. SAVAGE, (2001), «Economies of scale and scope in Australian telecommunications», *Review of Industrial Organization*, 18 (2): 219-227.

BROWN, C.; J. HALTIWANGER, y J. LANE, (2006), *Economic Turbulence: Is a Volatile Economy Good for America?*, University of Chicago Press, Chicago.

CAMACHO, J., y M. RODRÍGUEZ, (2007), «Integration and diffusion of knowledge-intensive services for industry performance», en L. RUBALCABA y H. KOX (eds.), *Business Services in European Economic Growth*, Palgrave MacMillan, Basingstoke: 128-143.

CANTNER, U. (2007), «Firms' differential innovative success and market dynamics», *Jena Economic Research Papers 2007-078*, Jena.

CAVES, R.; J. KHALILZADEH-SHIRAZI, y M.E. PORTER, (1975), «Scale economies in statistical analyses of market power», *The Review of Economics and Statistics*, vol. 57 (2): 133-140.

COELLI, J.; D. PRASADA RAO; C. O'DONNELL, y G. BATTESE (2005), *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer, Nueva York.

COPENHAGEN ECONOMICS (2005), *Economic Assessment of the Barriers to the Internal Market in Services*, encargado por la Comisión Europea, Copenhague/ Bruselas.

CSES (2001), *Barriers to trade in business services - Final report*, Informe encargado por la Comisión Europea, Centre for Strategy & Evaluation Services / European Commission, Bruselas.

DE WIT, G. (2005), Firm size distributions - an overview of steady-state distributions resulting from firm dynamic models», *International Journal of Industrial Organization*, 23: 423-450.

DEWERT, E. (2005), «Progress in service sector productivity management», *International Productivity Monitor*, 11: 57-69.

DIXIT, A., y J. STIGLITZ (1977), «Monopolistic competition and optimum product diversity», *American Economic Review*, 67: 297-308.

DJANKOV, S.; R. LA PORTA; F. LOPEZ, y A. SHLEIFER, (2002), «The regulation of entry», *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117 (1): 1-37.

DJANKOV, S.; E. GLAESER; R. LA PORTA; F. LOPEZ-DE-SILANES, y A. SCHLEIFER (2008), «The new comparative economics», World Bank / Harvard University, mimeo (no publicado).

EUROPEAN COMMISSION (2003), «The competitiveness of business-related services and their contribution to the performance of European enterprises», COM(2003) 747 final, Bruselas.

FOSTER, L.; J. HALTIWANGER, y C. KRIZAN (1998), «Aggregate productivity growth: lessons from microeconomic evidence», *NBER Working Paper 6803*, NBER, Cambridge MA.

FRISCH, R. (1965), *Theory of production*, D. Reidel, Dordrecht.

GRÖNROOS, C., y K. OJASALO (2004), «Service productivity: towards a conceptualization of the transformation of inputs into economic results in services», *Journal of Business Research*, 57: 414-423.

GUERRIERI, P.; B. MAGGI *et al.* (2005), «Technology diffusion, services and endogenous growth in Europe: is the Lisbon strategy useful?», *IMF Working Paper WPI/05/103*, IMF, Washington.

GUST, C., y J. MARQUEZ (2002), «International comparisons of productivity growth: the role of information technology and regulatory practices», *International Finance Discussion Papers*, n.º 727, Board of Governors of the Federal Reserve System.

HEMPELL, T.; G. VAN LEEUWEN, y H. VAN DER WIEL (2002), *ICT, Innovation and Business Performance in Services: Evidence for Germany and The Netherlands*, OECD-DSTI, Paris.

JOHNSON, N.; S. KOTZ, y N. BALAKRISHNAN (1994), *Continuous Univariate Distributions*, John Wiley & Sons, Nueva York.

JOVANOVIC, B. (1982), «Selection and the evolution of industry», *Econometrica*, 50: 649-670.

KLAPPER, L.; L. LAEVEN, y R. RAJAN (2006), «Entry regulation as a barrier to entrepreneurship», *Journal of Financial Economics*, 82 (3): 591-629.

KOX, H. (2004), «The contribution of business services to aggregate productivity growth», en: G. GELAUFF *et al.* (eds.), *Fostering Productivity: Patterns, Determinant and Policy Implications*, Contributions to Economic Analysis #263, Elsevier Science, Amsterdam: 243-264.

- KOX, H., y A. LEJOUR (2006), «The effect of the Services Directive on intra-EU trade and FDI», *Revue Economique*, 57 (4): 747-769.
- KOX, H.; A. LEJOUR, y R. MONTIZAN (2004), «The free movement of services within the EU», *CPB Document 69*, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, La Haya.
- KOX, H.; G. VAN LEEUWEN, y H. VAN DER WIEL (2007), «Market structure, productivity and scale in European business services», en L. RUBALCABA y H. KOX (eds.), *Business services in European Economic Growth*, Palgrave, Basingstoke / Nueva York, 195-212.
- KUMBHAKAR, S.; S. GOSH, S., y J. MCGUCKIN (1991), «A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in US dairy firms», *Journal of Business and Economic Statistics*, 9: 279-286.
- LEIBENSTEIN, H. (1966), «Allocative efficiency vs. X-efficiency», *American Economic Review*, 56 (3): 392-415.
- MULLER, E., y A. ZENKER (2001), Business services as actors of knowledge transformation: the role of KIBS in regional and national innovation systems», *Research Policy*, 30 (9): 1501-1516.
- NICOLETTI, G., y S. SCARPETTA (2003), «Regulation, productivity and growth: OECD evidence», *OECD Economic Department Working paper 347*, París.
- NICOLETTI, G.; S. SCARPETTA, y O. BOYLAUD (2002), «Summary indicators of product market regulation with an extension to employment protection legislation», *Economics Department Working Papers 226*.
- NORDÅS, H., y H. KOX (2009), «Quantifying regulatory barriers to services trade», *OECD Trade Working Paper n.º 85*, OECD. París.
- OLLEY, G., y A. PAKES (1996), «The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry», *Econometrica*, 64: 1263-1297.
- OULTON, N. (2001), «Must the growth rate decline? Baumol's unbalanced growth revisited», *Oxford Economic Review*, 53: 606-627.
- PATERSON, I.; M. FINK, y A. OGUS (2003), *Economic Impact of Regulation in the Field of Liberal Professions in Different Member States - Regulation of Professional Services*, Institute for Advanced Studies, Viena.
- PELS, E.; P. NIJKAMP, y P. RIETVELD (2003), «Inefficiencies and scale economies of European airport operations», *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 39(5): 341-361.
- POST, T. (1999), *Finding the Frontier, Methodological Advances in Data Envelopment Analysis*, Ph.D Thesis, Erasmus University, Rotterdam.
- RAJAN, G., y L. ZINGALES (1998), «Financial dependence and growth», *American Economic Review*, 88 (3): 559-86.
- RUBALCABA, L., y H. KOX (2007), *Business Services in European Economic Growth*, Palgrave MacMillan, Basingstoke/ Nueva York.
- SCHREYER, P. (2001), *Measuring Productivity - Measurement of Aggregate and Industry-Level Productivity Growth: OECD Manual*, OECD, París.
- SCHURE, P., y R. WAGENVOORT (1999), «Economies of scale and efficiency in European banking: new evidence», *Economic and Financial Report 1999/01*, European Investment Bank, Luxembourg.
- SHY, O. (2001), *The Economies of Network Industries*, Cambridge University Press, Cambridge.
- SILK, A., y E. BERNDT (2003), «Scale and scope economies in the global advertising and marketing services business», *HBS Research Paper número 03-10*.
- TRIPLETT, J., y B. BOSWORTH (2004), *Productivity in the US Services Sector: New Sources of Economic Growth*, Brookings Institution Press, Washington.
- VAN LEEUWEN, G. (2008), «Innovation and performance - a collection of microdata studies», PhD dissertation, Technical University Delft.
- VERNON, R. (1966), «International investment and international trade in the product cycle», *Quarterly Journal of Economics*, 80: 190-207.
- VIITAMO, E. (2007), «Productivity of business services - towards a new taxonomy», *Research Report #188*, University of Technology, Lappeenranta (Finland).
- WIEL, H.P. VAN DER (1999), *Firm turnover in Dutch business services: The effect on labour productivity*, CPB Research Memorandum n.º 159, CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis, The Hague.
- ZELLNER, A.; J. KMENTA, y J. DRÈZE (1966), «Specification and estimation of Cobb-Douglas production function models», *Econometrica*, 34 (4): 784-795.

## ANEXO

## Representatividad de la empresa en la celda de datos o caso

## Distribución entre y dentro de la celda de datos

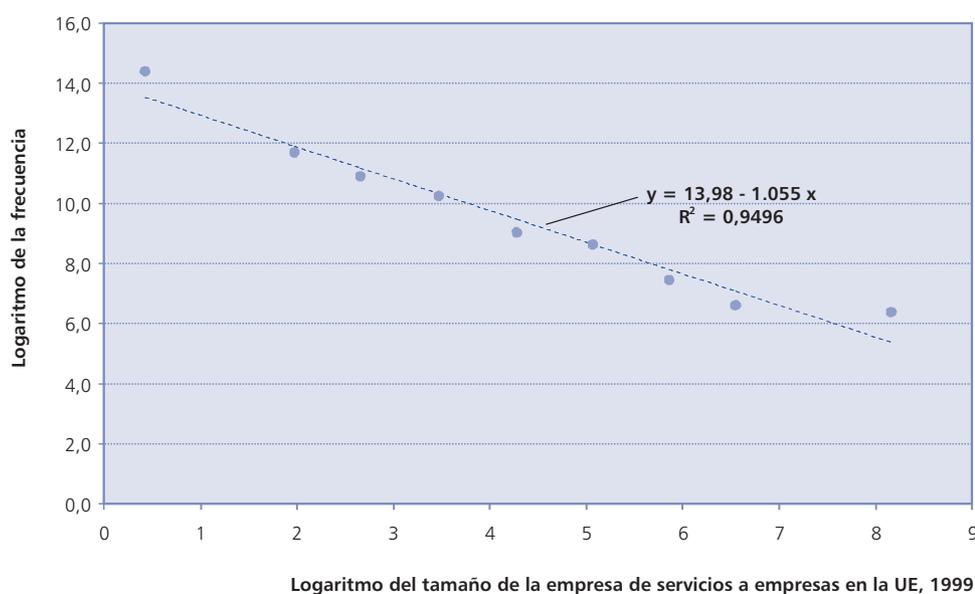
Nuestros datos se componen de «empresas promedio» construidas para cada combinación de las cinco clases de tamaño, 8 subsectores y 13 países en una dimensión transversal. No se dispone de información específica sobre la distribución de empresas dentro de cada celda de datos (tamaño por subsector y por país). Sin embargo, nuestras observaciones «promedio» pueden ser consideradas como representativas de las empresas en cada celda de datos, utilizando un trabajo de Axtell (2001; 2006) a partir de un estudio estadístico sobre la distribución por tamaño de todas las empresas estadounidenses en 1997. A nivel de datos de empresa, él encontró que la distribución del tamaño empresarial sobre el total de la población seguía prácticamente una distribución de Pareto cuyo parámetro de forma es muy cercano a la unidad, a la cual se le suele llamar distribución Zipf. En la cola de la función de densidad acumulada se verifica que la probabilidad de que la empresa  $i$  en el tamaño de empleados  $\lambda_i$  sea más pequeña que algún tamaño arbitrario  $\Lambda$  es igual a:

$$\Pr\{\Lambda \geq \lambda_i\} = \left[ \frac{\lambda_0}{\lambda_i} \right]^\alpha \quad [A1]$$

siendo  $\lambda_0$  el tamaño mínimo de la empresa y  $\alpha$  el parámetro de forma de la distribución. Para las empresas el tamaño mínimo es de un empleado. Axtell halló que para el negocio norteamericano el parámetro de forma ( $\alpha$ ) tenía el valor 1.059. Esto implica que la relación entre el logaritmo de la frecuencia y el logaritmo del tamaño de la empresa se puede describir como una línea continua de pendiente ascendente, tal es el caso de una distribución excesivamente apuntada. Este resultado parece robusto cuando se usan otras medidas de tamaño de la empresa tales como la cifra de negocios total (Axtell 2001; 2006). Los datos de Eurostat sobre servicios a empresas en la Unión Europea incluyen el número total de empresas en cada categoría de tamaño, lo que permite aplicar el mismo test de Axtell de propiedades de la distribución por tamaño de la empresa. El primer test agrega los datos de todos los subsectores de servicios a empresas de 11 países de la Unión Europea en 1999. El resultado, que se muestra en el gráfico A.1, es notablemente similar a los resultados de Axtell. El  $\alpha$  estimado en nuestro caso está incluso más cerca de la unidad (1.055) lo que indica que la distribución de tamaño es «zipfiana» (\*).

GRÁFICO A.1

**DISTRIBUCIÓN POR TAMAÑO DE LAS EMPRESAS DE SERVICIOS A EMPRESAS EN LA UNIÓN EUROPEA EN 1999 (DATOS DE EUROSTAT),**  
(Escala log-log, tamaño medido en número de empleados)



Una propiedad importante de la distribución de Pareto zipfiana es que se parece a un fractal, esto es, la distribución dentro de las categorías de tamaño es similar a aquella que permanece a lo largo de todo el rango. Cuando conocemos el tamaño «promedio» dentro de una categoría de tamaño, estamos conociendo indirectamente como encaja esta empresa «promedio» en la distribución total de empresas dentro de la categoría de tamaño. La función de densidad acumulada de cada categoría de tamaño  $j$  en un rango  $[MIN_j, MAX_j]$  tiene entonces la misma propiedad:

$$\Pr[MIN_j \leq \lambda_{i,j} < MAX_j] = \int_{MIN_j}^{MAX_j} f(\lambda_{i,j}) d\lambda_{i,j} = \left(\frac{MIN_j}{\lambda_{i,j}}\right)^\alpha \quad [A2]$$

donde  $\lambda_{i,j}$  es el tamaño de la empresa «promedio»  $i$  en la categoría de tamaño  $j$  (Johnson *et al.* 1994: 208; Axtell 2006). La propiedad (A2) implica que, una vez que se ha identificado a la empresa «promedio»  $\lambda_{i,j}$ , tenemos también información de las empresas que se localizan en esa distribución de categoría de tamaño a la derecha y a la izquierda de la empresa  $\lambda_{i,j}$ . En relación con los efectos de escala, se obtienen algunas conclusiones de tipo estocástico a partir de esta propiedad sobre los cambios marginales en el tamaño de las empresas, que hacen que el análisis de escala tipo pueda aplicarse a nuestro conjunto de datos.

#### *Empresas representativas y precisión del método DEA*

El hecho de que no tengamos datos disponibles sobre las empresas reales o los agentes económicos (en terminología DEA: unidades de decisión o DMU) podría inducir a errores de medida o indefinición de los parámetros. En general, es difícil aseverar a priori la influencia de la bondad de las estimaciones DEA.

Los avances recientes en los distintos enfoques estocásticos DEA muestran que el DEA tradicional permanece válido si el riesgo del evaluador es neutral con respecto al parámetro de incertidumbre (por ejemplo, Post, 1999).

De ahí que el marco tradicional DEA pueda servir como referencia a los entornos con perturbaciones. Un supuesto básico al usar el DEA es que los datos forman parte del conjunto de posibilidades de producción. Creemos que es posible asumir que este requisito se cumple usando valores medios de los insumos y los productos, y teniendo en cuenta que los límites de la posibilidad de producción se asientan sobre determinados valores mínimos y máximos. Este último aspecto clarifica por qué los resultados DEA son sensibles a la selección de los DMU. Con microdatos reales no hay garantía de seleccionar el conjunto de posibilidades de producción completo, especialmente si los datos se toman de muestras. ¡Pero las muestras medias caen por definición dentro del conjunto de posibilidades de producción! Otro asunto se refiere a la medición precisa de los insumos y de los productos. Más formalmente, empleamos la siguiente estructura para la estimación de los insumos y de los productos:

$$\hat{Y} = Y + w_y,$$

$$\hat{X} = X + w_x$$

siendo  $\hat{Y}$  y  $\hat{X}$  las estimaciones de los valores verdaderos del producto ( $Y$ ) y del insumo ( $X$ ), respectivamente.

Si se usan estas estimaciones en vez de los valores verdaderos, seleccionar una unidad de referencia (por ejemplo, al calcular un punto de comparación relevante en la frontera para cada punto de datos) se convierte en un problema de elección en condiciones de incertidumbre. En nuestros datos, esta incertidumbre se puede concebir como un conjunto de circunferencias superpuestas alrededor de los valores promedio, donde el radio de las circunferencias representa la varianza de los errores de medida  $w$ .

Sin embargo, como sucede en muchos problemas de decisión bajo incertidumbre, esta cuestión no puede resolverse sin hacer supuestos adicionales en lo que se refiere a la distribución de los errores de estimación. La forma más general de la teoría de dominio estocástico (SD) muestra que el DEA tradicional es aplicable si los errores son aleatorios e interdependientes. Más aún, en nuestros datos usamos muestras promedio en las que las matrices de covarianza de  $w$  vienen dadas por  $1/N$  múltiplos de las matrices de covarianza de las perturbaciones. Por ello, la influencia del error de medida no es relevante en nuestros datos.

#### **NOTA**

(\*) El índice de Gini entre 0 y 1 se calcula como  $[2\alpha - 1]^{-1}$  y es 0,9009, lo que confirma que la distribución es muy apuntada.