

Determinantes Regionales de la Productividad Total de los Factores en la Economía Española (1995-2008): Un enfoque dinámico.

Javier Escribá y M^a José Murgui

Universidad de Valencia

Marzo de 2011 (Versión preliminar)

Abstract

La no disponibilidad de datos suficientemente desagregados sectorial y regionalmente sobre el stock de capital, ha conducido a utilizar el comportamiento del empleo y/o de la productividad del trabajo como indicador para analizar el efecto de las economías de aglomeración sobre el crecimiento de la PTF. En este trabajo se estima el impacto de factores sectoriales y territoriales directamente sobre la dinámica de la PTF de las industrias regionales de la economía española durante el periodo 1995-2008. Se aplican técnicas de estimación para un panel dinámico (System-GMM). Se encuentra evidencia de fuerte influencia sectorial, de las economías de especialización y del capital humano sobre la dinámica de la PTF.

Keywords: Productividad total de los factores, competitividad regional, panel dinámico

1. Introducción

Este papel analiza el crecimiento de la productividad en las ramas productivas de las regiones españolas desde mediados de los años noventa y durante tres lustros. Este periodo constituye un cambio dramático en la dinámica de la productividad de la economía española. Hasta entonces la productividad total de los factores (PTF) mostraba tasas de crecimiento equiparables a las de otros países de nuestro entorno y superiores a las de US, pero desde entonces la norma en la economía española ha sido la de presentar tasas de crecimiento negativas de la PTF, tanto en la etapa de expansión hasta 2007 e incluso desde ese año en que simultáneamente está sufriendo la más fuerte destrucción de empleo de toda Europa.

Desde mediados de los noventa, cuando el crecimiento de la productividad en Europa mostró síntomas de debilidad, proliferaron los estudios sobre comparaciones internacionales en el comportamiento de la productividad total de los factores. Los países y las regiones presentaban diferencias no solo en la dotación de factor trabajo y capital físico, sino en los niveles de productividad y en su dinámica. Entonces, un tema crucial consistió en analizar los determinantes de las diferencias entre países y regiones en el comportamiento de la PTF.

En el ámbito regional diferentes enfoques abordaron esta cuestión. Desde la economía regional y urbana ya se había enfatizado la importancia de las externalidades dinámicas sobre el crecimiento a largo plazo, e indirectamente se había pretendido captar la influencia de la proximidad geográfica sobre la productividad a través del empleo (Glaeser et al., 1992 y Henderson et al., 1995). Los modelos de crecimiento económico endógeno ya habían revitalizado el interés por los spillovers (Romer, 1986 y Lucas, 1988), por la importancia de la disponibilidad territorial de capital humano y tecnológico- aparte de las infraestructuras (Aschauer, 1989; Barro, 1990)- y un creciente número de trabajos teóricos de la nueva geografía económica en las dos últimas décadas proveyó de fundamentos microeconómicos a los fenómenos de aglomeración.

Para el caso español se han llevado a cabo trabajos que han discutido la importancia relativa de las economías de localización (Marshall-Arrow-Romer, conocidas como externalidades MAR) o de urbanización (externalidades Jacobs)¹. La evidencia empírica existente en nuestro país, al igual que en otros países, es muy diversa y poco concluyente. Herce, de Lucio y Goicolea (1996) y de Lucio, Herce y Goicolea (2002) confirman la existencia de economías de urbanización (y de especialización a partir de cierto nivel); Moreno (1996) tanto de localización como de urbanización; Callejón y Costa (1995 y 1996) de especialización; Esteban, Hernández y Lanaspa (2001) de urbanización; Viladecans (2003) obtiene que las economías externas son un elemento determinante pero que la incidencia de la especialización o la diversificación depende del sector. En general, estos trabajos-excepto Lucio, Herce y Goicolea (2002)- utilizan un enfoque estático, es decir, explican el crecimiento del empleo o la productividad como función de las características locales (como especialización, tamaño, diversificación) en el momento inicial. En diferentes países, diferentes periodos y distintos ámbitos sectoriales, los resultados tampoco son

¹ Externalidades MAR se producen por la proximidad y concentración de empresas del mismo sector (por la especialización), Jacobs externalidades son causadas por la diversidad de empleos, establecimientos e instituciones que se benefician de su mutua proximidad (economías de urbanización).

concluyentes, aunque en gran medida también la fragilidad y discrepancias en los resultados puede ser consecuencia, como veremos, de la metodología que generalmente se utiliza.

La principal cuestión en este trabajo es analizar porqué la productividad se comporta de manera tan diferente en territorios de un mismo país con semejantes instituciones y regulaciones de los mercados y no en analizar porqué las industrias se concentran territorialmente, que es lo usual en esta literatura. Es decir, el objetivo que perseguimos es estudiar qué factores sectoriales y locales o regionales determinan la dinámica tan diferente de la PTF en las regiones españolas.

Este trabajo introduce una serie de aportaciones en relación con la metodología utilizada en la literatura empírica sobre el papel desempeñado por las economías de aglomeración. En primer lugar, utiliza como variable a explicar directamente la PTF y no el empleo, el salario o el output como proxy de la existencia de efectos externos sobre la productividad. Únicamente en esta literatura Dekle (2002) y Cingano y Schivardi (2004) han utilizado como variable medidas de la PTF. En segundo lugar, se utilizan dos métodos para aproximar la PTF de cada sector en cada región: el más convencional utilizando los supuestos típicos de Solow y la estimación de las elasticidades a partir de una función de costes generalizada de Leontief. En tercer lugar, es el primer intento, que conocemos, en esta literatura de utilizar un enfoque dinámico -y no cross-section como en Dekle y Cingano y Schivardi- utilizando la PTF². Además, aunque incluimos las variables convencionales para captar la existencia de economías de localización y/ de urbanización, también consideramos otras variables que de acuerdo con los modelos de crecimiento endógeno pueden influir sobre la productividad de los sectores en una región, como la disponibilidad regional de infraestructuras, capital humano y tecnológico.

En este trabajo disponemos de un panel de datos para las industrias regionales de la economía española y se utiliza el estimador GMM para paneles dinámicos. La disponibilidad de datos para las 17 Comunidades Autónomas españolas desde 1995 a 2008 y 10 sectores productivos de cada región permite utilizar este método de estimación, en concreto el estimador System-GMM -Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998)- que permite utilizar los valores desfasados de las variables como instrumentos.

La estructura del trabajo es la siguiente. La sección 2 presenta de manera muy escueta la evidencia sobre la evolución de la PTF en la economía española desde mediados de los noventa, y en los 10 sectores y 17 CC.AA. En la sección 3 se revisa la literatura más directamente relacionada con el enfoque que se sigue en este artículo y se concluye presentando la ecuación de los determinantes de la PTF. La sección 4 presenta la metodología seguida para la medición de las PTF, y los datos utilizados. En el apartado 5 se presenta la especificación econométrica y se comentan los resultados de la estimación. Finalmente en el apartado 6 se recogen las principales conclusiones y las recomendaciones de política económica.

² Anteriormente otros autores (Combes, Magnac y Robin, 2004; Blien, Suedekum y Wolf, 2006; Brühlhart y Mathys, 2008, Escribá y Murgui, 2010) han criticado en esta literatura la consideración estática de las economías de aglomeración.

2. El comportamiento de la PTF en la economía española 1994-2008.

Como puede observarse en el gráfico 1 tanto la economía europea (Europa de los 15) como la española experimentaron a partir de mediados de los noventa, una caída del crecimiento de la productividad del trabajo, a diferencia de lo ocurrido en la economía americana. Cuando comienza la actual crisis económica la dinámica de la productividad del trabajo se invierte: el crecimiento de la productividad es positivo, a diferencia del comportamiento negativo en la UE-15, y mayor incluso que el de la economía americana. ¿Qué ha sucedido desde 2008? La economía española, como es sabido, ha sufrido un fuerte proceso de destrucción de empleo, y sobre todo, empleo de baja cualificación, temporal, que ha generado mejoras en la productividad del trabajo pero sin aumentar la productividad total de los factores como se observa en los gráficos 2 y 3.

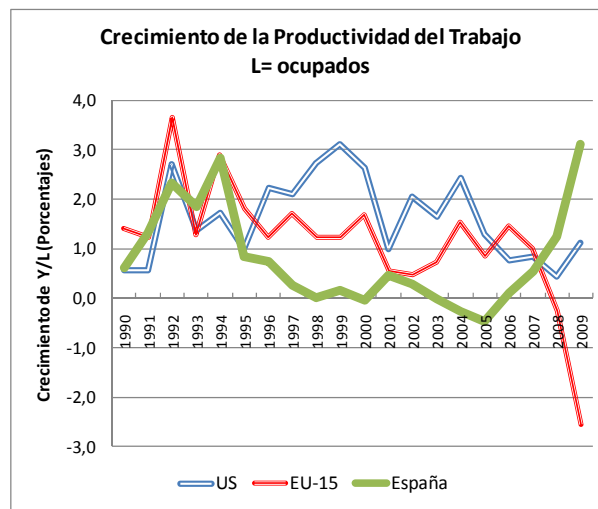


Gráfico 1. Crecimiento del VAB/Ocupados.

Fuente: BD.MORES (2010) y The Conference Board Total Economy Database (2010)

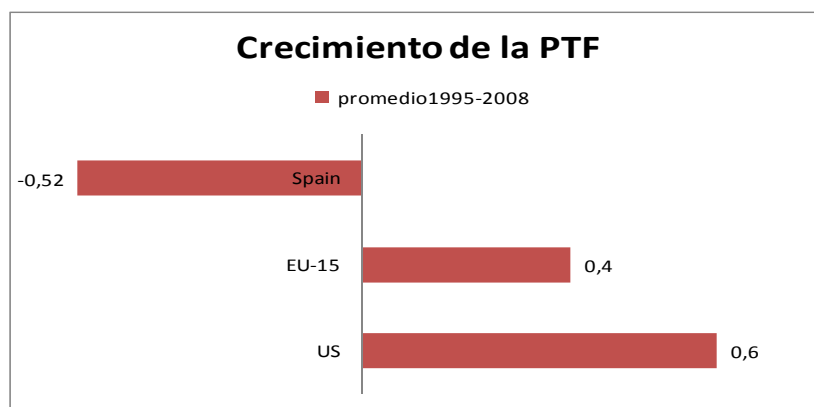


Gráfico 2. Crecimiento de la productividad total de los factores- en porcentajes-.

Fuente: The Conference Board Total Economy Database (2010)

En el gráfico 3 se observa la evolución de las tasas de crecimiento de la PTF desde 1980 a 2008. Se observa a partir de 1995 la caída en la productividad que se produce en la economía española.

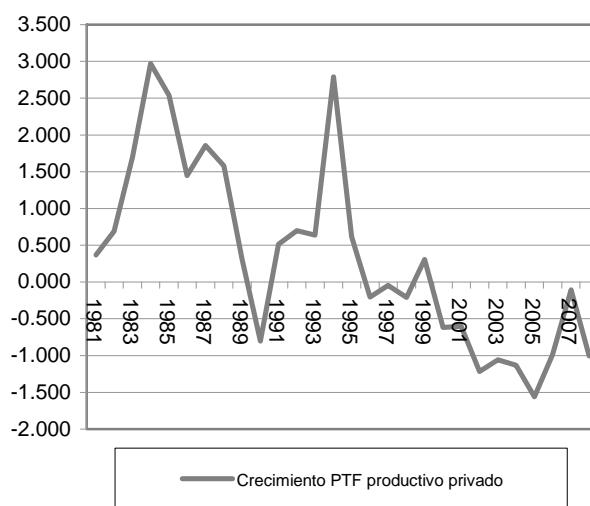


Gráfico 3. Evolución del crecimiento de la PTF.
Total Productivo Privado. España. Fuente: BD.MORES

Este comportamiento tan adverso de la PTF y su manifestación en las regiones y sectores se ilustra en el cuadro 1. En este cuadro también se observa que las diferencias en los niveles de PTF en las regiones y en los sectores son muy importantes, y en sus tasas de crecimiento. En la mayoría de regiones se ha producido un retroceso en la dinámica de la PTF. En cuanto a los sectores: en los manufactureros aunque crece, se redujo el crecimiento respecto a la etapa 1980-94³; en los sectores terciarios, que en general absorben más de las dos terceras partes de la actividad, todas las tasas son negativas, excepto en el sector financiero. Es por tanto conveniente analizar cuales son los determinantes más generales del crecimiento de la productividad total de los factores.

Cuadro 1. Niveles iniciales y tasas de crecimiento promedio 1995-2008.

Regiones			Sectores		
	PTF_{1995}	\hat{PTF} (%)		PTF_{1995}	\hat{PTF} (%)
Andalucía	98	-0.436	Aliment., bebidas y tabaco	80	0.028
Aragón	98	-0.498	Textil, cuero y calzado	61	0.633
Asturias	93	0.390	Química + Caucho y plástico	112	0.194
Baleares	115	-2.218	Equipo eléct., electrón. y óptic	96	1.659
Canarias	98	-1.690	Material de transporte	96	1.542
Cantabria	100	0.089	Otras manufacturas	84	1.187
Castilla y León	95	-0.255	Construcción	113	-1.051
Castilla La Mancha	86	-0.306	Comercio y hostelería	105	-1.437
Cataluña	104	-0.450	Transporte y comunicaciones	89	-2.558
C.Valenciana	93	-0.035	Intermediación financiera	176	3.908
Extremadura	76	-0.077			
Galicia	91	-0.390			
Madrid	118	-0.854			
Murcia	93	-1.027			
Navarra	96	-0.351			
País Vasco	100	0.461			
La Rioja	103	-0.644			

³ Véase Escribá y Murgui (2009b) para un análisis más detallado.

3. Antecedentes y marco analítico.

Este apartado recoge las principales características que distinguen los estudios que se han realizado para estimar los factores (locales) regionales y sectoriales que influyen sobre la existencia de externalidades dinámicas y por tanto sobre la eficiencia de las unidades productivas⁴. Estas externalidades surgen por la interacción entre entes económicos próximos, bien por el tipo de actividad industrial, bien geográficamente, o por su interacción en el pasado, ya que la historia importa (Arthur, 1986). En general estas interacciones se manifiestan con más intensidad cuanto mayor es la proximidad geográfica, por lo que la mayoría de los estudios han centrado sus estimaciones en el ámbito de ciudades, áreas metropolitanas, aunque también en espacios geográficos más amplios, como las regiones (Ciccone, 2002; Combes y Overman, 2003; Otsuka y Yamano, 2006?, Brülhart y Mathys, 2008, Escribá y Murgui, 2010)⁵. Por otro lado, en la medida en que se trata de captar el efecto de factores externos a la entidad productiva, la disponibilidad de entidades al nivel más micro posible permite representar mejor el comportamiento optimizador y provee de mayor variabilidad a los datos (Melo et al. 2009). Es preferible disponer de información a nivel de empresa o en su defecto de ramas productivas (Combes, 2000, Lee et al. 2005, Nefte 2007) lo más homogéneas y desagregadas posible.

Las economías externas, por definición, suponen cambios -que en general en esta literatura se suponen neutrales en el sentido de Hicks- en la función de producción de la empresa f de la rama productiva i o simplemente de la rama productiva i . Por ello, esta literatura parte de utilizar una función de producción a nivel de empresa o rama productiva i de cada j entidad territorial

$$Y_{ij,t} = A_{ij,t} \cdot F(L_{ij,t}, K_{ij,t}) \quad (1)$$

Donde Y es el output privado de la empresa (o rama) i en el área j en el año t , L y K el empleo y capital respectivamente y A recoge el estado de la tecnología, que siguiendo a Glaeser et al (1992) en la industria del área tiene un componente nacional y otro local.

$$A_{ij,t} = A_{i,t} \cdot A_{j,t} \quad (2)$$

El primer componente capta el estado general de la tecnología del sector i en la nación independientemente de la localización, el segundo componente recoge la influencia de las características locales sobre la productividad.

En efecto, para estimar la existencia de economías de aglomeración hay que partir de la medición de la PTF⁶. La forma más utilizada de función de producción ha sido una Cobb-Douglas de rendimientos constantes que expresada en términos de tasas de crecimiento conduce a la siguiente especificación de la tasa de crecimiento de la PTF

⁴Panorámicas recientes sobre economías de aglomeración se encuentra en Rosenthal y Strange (2004), Melo et al. (2009) y Beaudry y Schiffauerova (2009), pero en ningún caso hacen énfasis en la PTF como variable a explicar.

⁵ El survey de Beaudry y Schiffauerova (2009) incide en las diferencias en las unidades geográficas consideradas en esta literatura y considera desde clase 1 (regiones o provincias) a clase 5 (pequeñas áreas pobladas o ciudades), concluye que tanto las externalidades Jacobs como Marshall se intensifican a medida que las unidades son más reducidas.

⁶ Véase Hulten (2001)

$$\hat{A}_{ij,t} = \hat{Y}_{ij,t} - \alpha_{ij} \hat{K}_{ij,t} - (1 - \alpha_{ij}) \hat{L}_{ij,t} \quad (3)$$

El crecimiento del componente tecnológico nacional se produce en la entidad al ritmo en que crece la productividad en el sector i en toda la economía (o en toda la economía exceptuando la localidad). El componente local crece a una tasa exógena a la entidad dependiendo de varias externalidades tecnológicas que influyen sobre esa industria en esa localidad. Para estimar las externalidades dinámicas se modeliza $\hat{A}_{ij,t}$ como una función de factores regionales. En particular en la literatura sobre aglomeración se utilizan como argumentos: la especialización, diversificación, el tamaño local y/o de las empresas, variables que representan las economías de localización y/o urbanización (externalidades MAR, Jacobs y Porter).

En la mayoría de trabajos $\hat{A}_{ij,t}$ se ha hecho depender de los valores iniciales de los argumentos, como en la siguiente ecuación (4). Se trata de explicar la tasa de crecimiento media -del empleo más bien que de $\hat{A}_{ij,t}$ - entre el momento inicial (t) y el final ($t+n$) en función de los niveles de especialización (ESP), diversificación (DIV), tamaño (SIZ) de partida, luego no se tenía en cuenta su variación temporal. Esta limitación ha sido cuestionada recientemente (Combes, Magnac y Robin, 2004; Blien, Suedekum y Wolf, 2006; Brühlhart y Mathys, 2008; Graham et al. 2010, y Escribá y Murgui, 2010). Para estos autores la estimación correcta de las externalidades dinámicas pasa por utilizar una expresión como la (4)⁷

$$\frac{1}{t} \ln \left(\frac{A_{ij,t}}{A_{ij,0}} \right) = \sum_{k=1}^n \lambda_k \ln X_{ik,0} + \sum_{l=1}^m \lambda_l \ln X_{jl,0} \quad (4)$$

$$\ln A_{ij,t} = \sum_{k=1}^n \lambda_k \ln X_{ik,t} + \sum_{l=1}^m \lambda_l \ln X_{jl,t} \quad (4')$$

Una segunda limitación de esta literatura tiene sus raíces en la no disponibilidad de datos a nivel local referentes al stock de capital (y en general también del output), lo que imposibilita llevar a cabo la determinación de los niveles y la tasa de crecimiento de la PTF, que es la variable a explicar a partir de los determinantes sectoriales y regionales. Las alternativas han consistido en plantear: una función de producción dependiente únicamente de la PTF y del factor trabajo (Glaeser et al., 1992, Henderson et al., 1995 o más recientemente Usai y Paci, 2001); o también una función como la ecuación (1) pero sustituyendo el K a través de la relación marginal de sustitución en función de L y los precios relativos de los factores (de Lucio et al. 1999 o Combes, 2004)⁸, e incluso estimar directamente el papel de las economías de aglomeración en el crecimiento del empleo sin estructura teórica (Combes, 2000 o Paci y Usai, 2006).

En general, el impacto de las externalidades dinámicas sobre la productividad se ha pretendido captar indirectamente a través del efecto sobre la productividad

⁷ Algunos autores, como Usai y Paci (2001), consideran un enfoque dinámico en el que la tasa de crecimiento del empleo en cada periodo depende de los niveles de las variables de aglomeración en cada periodo, no de sus tasas de crecimiento.

⁸ Aunque permanece el problema de la disponibilidad de datos para medir correctamente el coste de uso a escala local.

marginal del trabajo. Otra práctica bastante común es la estimación utilizando ecuaciones de salarios⁹ (Adamson 2004, di Addario y Patacchini, 2008, Combes, 2008, Heuerman, 2008). En general, el crecimiento del empleo (o de los salarios locales)¹⁰, a partir de la igualación de la productividad marginal del trabajo al salario real, depende de factores sectoriales y regionales. La expresión (5) recoge tal expresión

$$\hat{L}_{ij,t} = -\frac{1}{\alpha}\hat{W}_{ij,t} + \frac{1}{\alpha}\hat{A}_{ij,t} + \hat{K}_{ij,t} + \frac{1}{\alpha}\hat{P}_{ij,t} \quad (5)$$

Donde $\hat{A}_{ij,t} = g(ESP_{ij,0}, DIV_{ij,0}, SIZ_{ij,0})$

Cuando no se dispone del stock de capital, este se elimina o bien directamente o indirectamente a través de la RMS. Para la estimación, la ecuación resultante es similar, pues la carencia de datos sobre el coste de uso a nivel de sectores locales conduce a estimar una expresión como la (6).

$$\hat{L}_{ij,t} = -\frac{1}{\alpha}\hat{W}_{ij,t} + \frac{1}{\alpha}g(ESP_{ij,0}, DIV_{ij,0}, SIZ_{ij,0}) + \frac{1}{\alpha}\hat{P}_{ij,t} \quad (6)$$

Siguiendo a Dekle (2002), al comparar las ecuaciones (5) y (6) se aprecian al menos tres problemas. En primer lugar, a menos que el stock de capital sea constante ($\hat{K}_{ij} = 0$) la omisión de esta variable produce un sesgo en las estimaciones. En segundo lugar, no se dispone de información sobre el crecimiento de P_{ij} en entidades locales muy reducidas, por lo que se supone un patrón, por ejemplo que se determina a nivel nacional como en Glaeser et al., (1992), lo cual, sobre todo para los bienes no comercializables, no es realista. En tercer lugar, sobre todo la literatura inicial, no ha controlado por como *amenities*, coste de la vida y de la vivienda o disponibilidad de bienes públicos a escala local puede afectar a las decisiones de migración¹¹.

Como hemos mencionado anteriormente en la medida en que se trata de captar el efecto de factores externos a la entidad productiva, sería preferible disponer no solo de entidades al nivel más micro posible sino además en entidades locales lo más próximas y reducidas posible. No obstante, el coste de oportunidad es la imposibilidad de aproximar la PTF como variable a explicar. Cingano y Schivardi (2004), en un pionero intento de utilizar como variable a explicar la PTF a un nivel elevado de desagregación, encuentran resultados contradictorios con regresiones sobre el crecimiento del empleo y de la PTF y concluyen en que se incurre en un fuerte sesgo al utilizar como variable el empleo¹².

⁹ En que los salarios de los trabajadores de la actividad i en el territorio j son explicados por un conjunto de variables mincerianas específicas (educación, edad, etc.) y economías de aglomeración.

¹⁰ También, cuando se dispone de datos locales del output se ha utilizado este como variable dependiente e incluso la productividad del trabajo (de Lucio et al. 1998). No obstante aunque estos autores utilizan una función de producción con capital - al no disponer de datos- lo sustituyen a través de la relación marginal de sustitución.

¹¹ Estos sesgos están relacionados además de con la constancia del stock de capital, con la elasticidad de la demanda, los efectos de la aglomeración sobre la oferta de trabajo y el grado de sustituibilidad entre factores (Paci y Usai, 2006).

¹² Mientras obtiene economías de localización al utilizar como variable dependiente la PTF no lo obtiene con el empleo. No obstante regresan la tasa media de crecimiento de la variable dependiente de los valores iniciales de los regresores.

La disponibilidad de datos de ramas productivas a nivel NUTS-2 permite abordar los determinantes sectoriales y regionales del crecimiento de la PTF, aún a costa de diluirse en parte los efectos de la proximidad geográfica¹³. No obstante, ese nivel local más amplio permite incorporar otras variables regionales que pueden afectar a la productividad y que pueden contribuir a explicar las diferencias persistentes tanto en los niveles como en la dinámica de la productividad de las ramas productivas en las regiones dentro de un mismo país.

En efecto, en este trabajo se pretende determinar factores sectoriales y regionales que expliquen la heterogeneidad en las tasas de crecimiento de la PTF entre las regiones de un país y no discutir los resultados empíricos sobre porqué las actividades económicas se concentran en el espacio. Este objetivo entronca de esta forma con otra literatura que a un nivel mayor de agregación territorial aborda la cuestión de los determinantes regionales de la PTF. La disponibilidad regional de infraestructuras (Boscá et al. 2010), capital humano (Moretti, 2004), tecnológico (Fisher et al, 2009), e incluso social¹⁴, puede intensificar el efecto de las economías de aglomeración sobre la productividad de las empresas y ramas productivas de la región.

Este planteamiento ecléctico está siendo utilizado recientemente y con bastante frecuencia por investigadores del Centro de Investigación CRENOS¹⁵. En efecto, en sus estimaciones recogen determinantes específicos de la industria local, específicos de la región y factores sectoriales. Dos diferencias básicas apreciamos entre sus trabajos y nuestro enfoque¹⁶: En algunos casos no incluyen entre las variables explicativas los determinantes de la PTF relacionados con las economías de aglomeración, (Dettori, Marrocu y Paci, 2009) sino exclusivamente el capital social, humano y tecnológico; pero sobre todo en estos trabajos es la tasa de crecimiento (en general media del periodo) de la variable dependiente, la PTF, la que depende de los niveles de los determinantes en el momento inicial (Marrocu, Paci y Usai 2010).

En definitiva y teniendo en cuenta todos los posibles determinantes de la PTF, en nuestro trabajo la expresión (4') quedaría modificada por la incorporación de las infraestructuras, el capital humano y el tecnológico como sigue,

$$\ln PTF_{ij,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln DIV_{j,t} + \gamma_2 \ln ESP_{ij,t} + \gamma_3 \ln SIZ_{ij,t} + \gamma_4 \ln ASEC_{i,t} + \gamma_5 \ln HUM_{j,t} + \gamma_6 \ln INF_{j,t} + \gamma_7 \ln TEC_{j,t} \quad (7)$$

Donde *DIV* recoge el índice de diversificación, *ESP* la especialización, *ASEC* la productividad total de los factores sectorial, *HUM* el capital humano, *INF* las infraestructuras y *TEC* el capital tecnológico. En el siguiente apartado se explica cómo se aproximan estas variables.

¹³ Alonso, Chamorro y Gonzalez (2003) observan que en los sectores más concentrados el componente regional tiene más incidencia que el provincial.

¹⁴ La metodología seguida por Ascari y di Cosmo (2004), uno de los trabajos pioneros al utilizar un enfoque dinámico, no está exenta de problemas: utilizan el estimador GMM para un grupo N excesivamente reducido y no presentan ningún test. Por otra parte en España aún no se dispone de datos suficientemente fiables para aproximar el capital social.

¹⁵ Centro Ricerche Economiche Nord Sud (Universidades de Cagliari y Sassari). Marrocu y Paci, 2010; Marrocu, Paci y Pontis, 2009, Dettori, Marrocu y Paci, 2009; Marrocu, Paci y Usai ,2010.

¹⁶ Un enfoque similar al nuestro se encuentra en Graham et al. (2010) para la productividad del trabajo y economías de aglomeración.

4. Datos y cálculo de la PTF

En este trabajo se utiliza un panel de datos con una muestra de 10 industrias o ramas del sector manufacturero y de servicios privados en las 17 regiones españolas durante el periodo 1995-2008. Los datos utilizados -entre ellos el empleo, producción y capital de cada industria regional- corresponden a la base de datos BD.MORES b-2000 (De Bustos et al. (2008))¹⁷ y actualizaciones realizadas para este trabajo, a excepción de la formación de los trabajadores (Mas et al., 2008). El análisis en este trabajo se lleva a cabo para las ramas manufactureras, construcción y tres ramas de servicios destinados a la venta. En el cuadro siguiente se recogen las variables que se utilizan en el análisis y se muestra la forma en que se ha llevado a cabo su aproximación.

CUADRO 1. Determinantes de la productividad total de los factores.

Variable	
<i>Variable endógena</i>	
Nivel de PTF ($PTFC_{ij,t}$)	Nivel de la productividad total de los factores en cada industria y región calculados a partir de suponer RCS.
Nivel de PTF ($PTFE_{ij,t}$)	Nivel de la productividad total de los factores en cada industria y región calculados a partir de la estimación de las elasticidades del capital y del trabajo.
<i>Variables explicativas</i>	
1. PTF sectorial (ASEC)	Nivel de la productividad total de los factores de la rama o sector nacional
2. Especialización (ESP)	$Esp = \frac{Y_{ij,t} / Y_{j,t}}{Y_{iN,t} / Y_{N,t}}$
3. Tamaño del mercado (SIZ)	$Siz = Y_{j,t} - Y_{ij,t}$
4. Índice de diversificación (DIV)	$Div = -\ln \left[\sum_{i=1}^{19} \left(\frac{Y_{ij,t}}{Y_{j,t}} \right)^2 \right]$
5. Formación de los trabajadores (HUM)	El porcentaje de ocupados con al menos estudios anteriores al superior en cada región.
6. Infraestructuras (INF)	Stock de capital en infraestructuras dividido por el stock de capital privado de cada región.
7. Capital Tecnológico (TEC)	Stock de capital privado en I+D dividido por el stock de capital privado de cada región.

¹⁷Esta base de datos regional esta disponible en la siguiente página Web: http://www.sgpg.pap.meh.es/SGPG/Cln_Principal/Presupuestos/Documentacion/Basesdatosestudiosregionales.htm

Las variables sectoriales y regionales se aproximan, como se observa en el cuadro 1, como sigue:

- a) Para controlar los efectos puramente sectoriales se incluye la PTF del sector (ASEC) en el total de la economía nacional.
- b) La especialización (ESP) de la región en el sector, se aproxima por la participación de la propia industria regional en la producción de la región respecto a la participación de la producción del sector en el total de la producción nacional. Tradicionalmente, esta variable mide las externalidades Marshallianas, las ventajas que encuentran las empresas que producen bienes similares y próximas geográficamente.
- c) Para capturar el tamaño de mercado se utiliza el output regional (SIZ) descontado el de la propia industria regional¹⁸. El tamaño se interpreta en ámbitos locales reducidos como expresión de las economías de urbanización (la dimensión de la demanda local de bienes intermedios, los vínculos interindustriales y la disponibilidad de servicios públicos en la localidad), si bien no está claro que incorpore externalidades asociadas a la “fertilización cruzada de ideas” (Jacobs).
- d) Las ideas y la innovación son considerados resultado de un proceso de intercambio entre diferentes campos de actividad y conocimiento (Jacobs). Una estructura productiva más diversificada provee de diferente y complementario conocimiento tecnológico y por tanto favorece el crecimiento de cada industria regional. La diversidad (*DIV*) se aproxima por la inversa del índice de Herfindal-Hirschman. La literatura empírica existente ha estado especialmente interesada en discriminar entre la especialización (localización) versus la diversificación (urbanización) como determinantes del crecimiento de las industrias locales.
- e) La educación de los trabajadores (*HUM*) se aproxima por el porcentaje de ocupados con estudios anteriores al superior. Se espera que el capital humano transmita fuertes externalidades positivas y que sea además una fuente de absorción de nuevas tecnologías.
- f) La dotación regional de infraestructuras (*INF*), incluye tanto el stock de capital de las infraestructuras urbanas como de transporte de la región en relación al stock de capital productivo privado regional. Tendrá un efecto positivo sobre la eficiencia al reducir los costes privados de producción y por su carácter de bien público.
- g) También se espera un efecto positivo del capital tecnológico regional (*TEC*), que recoge el stock de capital en I+D regional en relación al capital privado productivo de la región.

En el cuadro 2 se presentan las tasas de crecimiento promedio de las variables explicativas que recogen las características regionales del periodo analizado: 1995-2008 y en el cuadro 3 los estadísticos descriptivos de las series utilizadas en la estimación.

¹⁸ En Ciccone y Hall (1996) y Ciccone (2002) se discuten y utilizan como alternativa al empleo regional lo que definen como *índice de densidad*, es decir, el empleo local dividido por el área geográfica.

Cuadro 2. Tasas de crecimiento promedio 1995-2008. Porcentajes

Regiones	DIV	SIZ	HUM	INF	TEC
Andalucía	0.19	3.20	1.22	-0.98	2.81
Aragón	0.26	3.44	3.51	-0.78	1.75
Asturias	-0.22	2.77	3.22	2.76	6.04
Baleares	1.08	2.39	3.84	0.28	8.43
Canarias	0.53	3.17	1.05	-1.79	5.60
Cantabria	-0.17	3.67	2.81	1.83	11.18
Castilla y León	0.03	2.50	3.39	-0.17	6.85
Castilla La Mancha	0.07	3.36	2.79	-0.72	-2.35
Cataluña	-0.27	3.15	2.33	0.27	2.59
C.Valenciana	-0.24	3.40	1.90	-0.44	6.29
Extremadura	-0.01	3.32	4.57	-2.04	2.10
Galicia	0.21	2.71	3.54	-0.25	8.89
Madrid	-0.14	4.34	2.84	-1.14	-1.60
Murcia	-0.26	4.03	3.01	-1.49	4.75
Navarra	-0.10	3.44	3.62	-0.70	6.99
País Vasco	0.21	3.44	2.44	-0.59	2.45
La Rioja	0.36	2.71	3.84	-2.41	8.46

Cuadro 3. Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en la estimación

Variables	Obs.	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Ln PTFC	2380	4.547	0.359	3.332	5.877
Ln PTFE	2380	4.577	0.364	3.433	5.902
Ln ASEC	2380	4.593	0.309	4.110	5.673
Ln ESP	2380	-0.214	0.703	-3.506	1.264
DIV	2380	2.126	0.244	1.410	2.470
Ln SIZ	2380	9.360	0.934	7.312	11.319
HUM	2380	0.090	0.016	0.055	0.129
Ln INF	2380	6.190	0.423	5.388	7.049
Ln TEC	2380	2.626	0.919	0.162	4.259

Se observa una tendencia bastante general a reducir la diversificación. El output agregado de los sectores considerados (SIZ) ha crecido por término medio considerablemente en este periodo. También ha crecido considerablemente su stock de capital productivo privado, en general más que las infraestructuras, aunque menos que el capital tecnológico que partía en España de valores inusualmente bajos en la generalidad de regiones excepto Madrid. El capital humano, aunque a ritmos diferentes, ha crecido en todas las regiones.

Procedimiento de Estimación de la PTF

En este trabajo se recogen dos procedimientos de estimación de la PTF para cada rama de cada región. El primer procedimiento es el más usual en esta literatura: siguiendo a Solow a partir de una función de producción Cobb-Douglas con dos factores capital y trabajo. Se suponen rendimientos constantes y neutralidad en el sentido de Hicks, competencia perfecta y se utilizan como *share*, para el capital α_{ij} y $(1-\alpha_{ij})$ para el trabajo, diferentes en cada rama de cada región. La información sobre α_{ij} se extrae

directamente de la contabilidad disponible en la BD.MORES¹⁹. La tasa de crecimiento de la PTF es calculada como la diferencia entre la tasa de crecimiento del output menos la tasa de crecimiento de los índices Divisia de inputs. En la determinación de los niveles relativos de PTF de cada rama productiva regional se utiliza la metodología de Bernard y Jones (1996) y Harrigan (1997). A la productividad total de los factores así obtenida la denominamos *PTFC*.

El segundo procedimiento parte de estimar las elasticidades de los dos factores utilizando un enfoque dual a través de una función de costes generalizada de Leontief (Morrison y Schwartz, 1996). En efecto, a pesar de que el residuo de Solow ha sido el procedimiento más utilizado para aproximar la PTF, sus supuestos frecuentemente son considerados demasiado restrictivos. En este procedimiento no se impone el tipo de rendimientos, ni competencia perfecta²⁰. Para obtener los α_{ij} y β_{ij} se ha estimado una función de costes para cada sector *i* obteniéndose valores diferentes en cada una de las 17 regiones. Los rendimientos se obtienen sumando α_{ij} y β_{ij} por lo que es posible cualquier tipo de rendimientos. Piénsese que bajo rendimientos crecientes, por ejemplo, el residuo de Solow atribuiría al crecimiento de la PTF lo que sería consecuencia de un movimiento a lo largo de la función de producción (Oh, Heshmati y Löof, 2009). El procedimiento seguido para calcular tanto tasas de crecimiento de PTF como los niveles son similares al procedimiento citado en primer lugar y las series obtenidas las denominamos *PTFE*.

Cuadro 4. Valores promedio 1995-2008 de α_i y β_i

Sector	RCS		Estimados	
	α_i	β_i	α_i	β_i
Alimentación, bebidas y tabaco	0.336	0.664	0.304	0.678
Textil, confección, cuero y calzado	0.194	0.806	0.217	0.804
Química + Caucho y plástico	0.328	0.672	0.249	0.692
Equipo eléctrico, electrónico y óptico	0.264	0.736	0.197	0.734
Material de transporte	0.319	0.681	0.192	0.706
Otras manufacturas	0.310	0.690	0.244	0.703
Construcción	0.230	0.770	0.083	0.779
Comercio y hostelería	0.328	0.672	0.114	0.707
Transporte y comunicaciones	0.481	0.519	0.333	0.528
Intermediación financiera	0.372	0.628	0.167	0.667

En el cuadro 4 se presentan los valores promedio de los α_i y β_i , siguiendo los dos procesos de obtención de la PTF. Al igual que obtienen Cingano y Schivardi (2004)²¹ no se produce una desviación importante entre los dos procedimientos y para la mayoría de sectores el supuesto de rendimientos constantes es una buena

¹⁹ En la base BD.MORES se corrige el excedente bruto de explotación y rentas mixtas para considerar el trabajo no asalariado junto a la remuneración de asalariados.

²⁰ Los resultados de la estimación de la función de costes están a disposición del lector que lo solicite a los autores.

²¹ Aunque estos autores como alternativa al residuo de Solow estiman una función de producción siguiendo a Olley y Pakes (1996), no una función de costes.

aproximación. Al igual que para estos autores el coeficiente estimado del capital es el que resulta más diferente y bastante inferior al que se obtiene contablemente, lo que interpretan como una desviación de mercados de factores competitivos. Por otra parte las diferencias en los coeficientes prácticamente no alteran las tasas de crecimiento de las PTF y solo muy levemente desvían los niveles de PTF. No obstante, aunque los dos métodos conducen a resultados similares en lo que sigue utilizaremos principalmente los resultados del procedimiento de la estimación.

5.- Especificación Econométrica y Resultados

A partir de la ecuación (7) vamos a considerar un modelo autorregresivo, de manera que suponemos que la productividad total de los factores de las industrias regionales en un momento del tiempo va a depender de sus niveles de PTF desfasados y de un conjunto de características sectoriales y regionales pasadas y corrientes -la trayectoria de estas características importa para explicar la dinámica de la PTF hoy-. Así pues el modelo dinámico de datos de panel a estimar se expresa de forma genérica, como

$$a_{ij,t} = \alpha + \sum_{k=1}^n \beta_k a_{ij,t-k} + \sum_{k=0}^n \lambda_k x_{ij,t-k} + \mu_{ij} + d_t + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

siendo $a_{ij,t}$ el logaritmo del nivel de PTF -la variable endógena²²- y $a_{ij,t-k}$ la variable endógena desfasada con retardos ($k=1,\dots,n$), $x_{ij,t-k}$ son los valores corrientes o desfasados del conjunto de variables explicativas -en logaritmos- recogidas en la expresión (8) y que se han detallado en el apartado anterior. Los μ_{ij} denotan los efectos específicos de las industrias-regionales invariantes en el tiempo (como por ejemplo la localización geográfica o las características idiosincrásicas propias de la región y de la industria), d_t los efectos temporales que afectan a todas las industrias-regionales (por ejemplo, las políticas nacionales). En este trabajo se tratan estos efectos temporales como fijos -constantes desconocidas- mediante la inclusión de un conjunto de dummies temporales en todas las regresiones²³. ε_{ijt} es la perturbación aleatoria.

Este modelo de panel dinámico presenta distintos problemas econométricos para su estimación, como son la heterogeneidad de la muestra -en nuestro caso variaciones inobservables entre industrias-regionales- y la presencia como regresores de los desfases de la variable endógena que están correlacionados con los errores, de manera que el estimador OLS estará sesgado y será inconsistente.

Para solucionar estos problemas puede utilizarse, siguiendo a Arellano y Bond (1991), el Método Generalizado de Momentos, el estimador en diferencias -Difference GMM-. La idea del estimador GMM en primeras diferencias es tomar primeras diferencias para eliminar la posible fuente de inconsistencia generada por la presencia de μ_{ij} y utilizar los niveles de las variables explicativas desfasadas dos o más periodos

²² En este trabajo, como se comentó con anterioridad se han obtenido dos series de niveles de la PTF para las industrias regionales, de manera que la estimación de los determinantes de la PTF se realizará para las dos series: la primera, PTFE, estimando una función de costes para la obtención de las elasticidades tanto del trabajo como del capital sin imponer ningún tipo de rendimientos a escala y la segunda, PTFC, obtenida suponiendo rendimientos constantes a escala y por tanto utilizando las participaciones de los factores en la renta de la Contabilidad Regional

²³ Otra posibilidad sería expresar las variables en desviaciones respecto a su media temporal.

como instrumentos para corregir la endogeneidad de las mismas. Así, la expresión (8) expresada en primeras diferencias quedaría:

$$\Delta a_{ij,t} = \sum_{k=1}^n \beta_k \Delta a_{ij,t-k} + \sum_{k=0}^n \lambda_k \Delta x_{ij,t-k} + \Delta d_t + \Delta \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

Ahora bien, cuando existe un alto grado de persistencia en las series, o en supuestos de raíces unitarias, y el número de observaciones temporales es pequeño, el estimador en primeras diferencias puede sufrir serias pérdidas de eficiencia por ignorar información de las restricciones de momentos. Es decir, que los niveles desfasados de las variables explicativas son débiles instrumentos para las primeras diferencias²⁴. Por tanto, para solucionar este problema y siguiendo a Arellano y Bover (1995) y Blundell y Bond (1998), en este trabajo utilizaremos el estimador system GMM (SYS-GMM en adelante) que ofrece ganancias de eficiencia respecto al estimador en diferencias. Este estimador considera el modelo como un sistema de ecuaciones, una para cada periodo temporal. Las ecuaciones difieren en sus instrumentos (o condiciones de ortogonalidad). Las variables endógenas en primeras diferencias se instrumentan con sus niveles desfasados dos o más periodos y las variables endógenas en niveles utilizan como instrumentos las primeras diferencias desfasadas.

La consistencia de estos estimadores descansa en el cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad, es decir que los residuos estén serialmente incorrelacionados y que las variables explicativas sean exógenas. Para contrastar la validez de las condiciones de ortogonalidad –si los instrumentos son exógenos- se utiliza el contraste de sobreidentificación propuesto por Sargan (1958) y Hansen (1982). También se utilizan los estadísticos propuestos por Arellano y Bond (1991) para contrastar la presencia de correlación serial de los residuos cuya hipótesis nula es la no autocorrelación serial²⁵.

En los cuadros 5 y 6 se presentan los resultados de la estimación de los determinantes sectoriales y regionales del crecimiento de la PTF de las industrias regionales españolas siguiendo la especificación presentada en la ecuación (9) para el periodo 1995-2008. En el cuadro 5 se realiza la estimación considerando como variable dependiente la productividad total de los factores calculada a partir de la estimación de las elasticidades output del capital y del trabajo (PTFE) y en el cuadro 6 la obtenida a partir de los supuestos convencionales de competencia perfecta y rendimientos constantes a escala (PTFC). Además, en ambos cuadros se presenta en la primera columna la estimación considerando únicamente las variables típicas de la literatura de economías de aglomeración, la diversificación, la especialización, la productividad total de los factores sectorial y el tamaño de mercado. En la segunda columna se

²⁴ Véase Blundell y Bond (1998) y Blundell, Bond y Windmeijer (2000). En este trabajo se utiliza el estimador SYS-GMM ya que la mayoría de las variables presentan un alto grado de persistencia, es decir, varían significativamente entre individuos (industrias regionales) pero son relativamente estables en el tiempo. Nótese que este estimador está pensado para aplicaciones en las que el N es grande (en nuestro caso 170) y T pequeño (en nuestro caso 14).

²⁵ Esto es, se espera autocorrelación de primer orden, AR(1), $\Delta \varepsilon_{it} = \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$ estará correlacionado con $\Delta \varepsilon_{it-1} = \varepsilon_{it-1} - \varepsilon_{it-2}$, pero no autocorrelación de orden superior.

introduce como variable explicativa el capital humano y en la tercera también las infraestructuras de transporte y urbanas. En la cuarta columna el capital humano y el tecnológico y en la última columna todas las variables sectoriales y regionales consideradas. En las estimaciones se consideran como variables endógenas, la endógena desfasada –evidentemente- y el tamaño de mercado²⁶. El resto de variables son tratadas como exógenas.

Como puede observarse en los cuadros se incluyen dos retardos para la variable dependiente y el valor contemporáneo y dos desfases para las variables explicativas²⁷. Por tanto, se ha especificado un modelo de retardo distribuido autorregresivo (ADL(2,2)). El estimador utilizado es SYS-GMM (Arellano y Bover, 1995 y Blundell y Bond, 1998) y como puede observarse en los cuadro 5b y 6b el estimador es consistente ya que se acepta la validez de las condiciones de ortogonalidad (test de sobreidentificación de Sargan o Hansen) y la existencia de no autocorrelación de los residuos. En efecto, se observa en el cuadro 5b para el caso de la *PTFE*, se acepta la validez de los instrumentos escogidos –con un *p-value* de 0.321 para la columna [1], 0.239 para la columna [2], 0.195 para la [3], 0.198 para la columna [4] y 0.123 para la [5]- y también se acepta la no correlación de segundo orden, AR(2) test, con *p-value* de 0.316; 0.277, 0.280, 0.299 y 0.234 respectivamente para las cinco columnas. Y para el caso de la *PTFC* también se aceptan tanto la validez de las condiciones de ortogonalidad (*p-value* para el test de Hansen de 0.237, 0.241, 0.307, 0.203 y 0.266 para las respectivas cinco columnas) como la existencia de no autocorrelación de los residuos (*p-value* para el AR(2) test de 0.205 para la columna [1], 0.204 para la [2], 0.197 para la tercera columna, 0.203 para la cuarta y 0.171 para la quinta) como se observa en el cuadro 6b.

Para ser concretos en la exposición nos centraremos en los resultados de la estimación cuando se considera como variable dependiente la productividad total de los factores *PTFE* haciendo mención a las pequeñas diferencias respecto de la *PTFC*. Así pues, los resultados que se obtienen en el cuadro 5a para el periodo considerado ofrecen valores de los coeficientes contemporáneos positivos y significativos para la especialización, la PTF sectorial y el tamaño de mercado regional. Todos ellos muestran un efecto positivo sobre el crecimiento de la productividad total de los factores. Al contrario que la diversificación, que presenta un efecto negativo aunque solo significativo para el primer y segundo desfase. El comportamiento de estas variables es robusto a la inclusión de las variables regionales de capital humano, infraestructuras y tecnológico, como puede observarse en el citado cuadro. En efecto, la significatividad de los coeficientes estimados se mantiene en todas las columnas hasta el primer desfase.

El coeficiente de la variable endógena desfasada es muy similar en todas las columnas y oscila desde 0.947 (columna [4]) a 0,967 en la segunda columna y son

²⁶ Se han realizado las estimaciones pertinentes considerando la posible endogeneidad de las variables y el test de Difference-Hansen únicamente se aceptaba en el caso del tamaño de mercado. No se han realizado las estimaciones considerando la posible endogeneidad de dos de las variables explicativas a la vez dado que la dimensión de la muestra no lo permite ya que el número de instrumentos excedería al número de grupos.

²⁷ Se han realizado estimaciones con las especificaciones con tres y más retardos y los coeficientes de las variables desfasadas a partir del tercer desfase no eran significativamente distintas de cero. Asimismo los coeficientes contemporáneos de las variables no cambiaban.

significativamente distintos de cero. Estos coeficientes son cercanos pero menores que la unidad, por lo que no evidencia un comportamiento dinámico explosivo pero sí una considerable inercia en el crecimiento de la PTF. El impacto de esta variable no es significativo con un desfase de dos o más periodos.

En cuanto al papel desempeñado por el capital humano, su influencia sobre el crecimiento de la PTF es positiva y significativa. Sin embargo, ni para la dotación de infraestructuras ni para el capital tecnológico empresarial los coeficientes estimados son significativamente distintos de cero. Un resultado semejante se obtenía para las industrias regionales de la economía española para el periodo 1990-2003²⁸. Para otros países los resultados son más optimistas: además del efecto positivo del capital humano, también se encuentra en el capital tecnológico (por ejemplo Jacobs, Nahuis y Tang (2000) que utilizan también el stock como variable)²⁹, y en todo tipo de capital (Marrocu y Paci, 2010). No obstante en ningún caso se lleva a cabo un análisis dinámico.

Respecto a las diferencias con los resultados presentados en el cuadro 5a - cuando la variable dependiente es la PTFC- puede observarse como no hay cambios en los signos y la significatividad de la mayoría de las variables estimadas. Sin embargo, si es notorio el valor más elevado de los coeficientes en todas las variables. La diferencia más destacable es el efecto positivo y significativo (aunque únicamente al 10%) de la dotación de infraestructuras de transporte y urbanas sobre el crecimiento de la productividad. Este resultado se obtiene en numerosos trabajos que estiman funciones de producción y cuando imponen rendimientos constantes a escala el coeficiente de la elasticidad output de las infraestructuras es más elevado y significativo.

²⁸ Escribá y Murgui, (2009a).

²⁹ Toda una serie de trabajos del CRENOS encuentran evidencia para Italia y otros países de Europa de efectos positivos de todo tipo de capital intangible, por ejemplo Dettori, Marrocu y Paci (2009). No obstante en la mayoría de trabajos se aproxima por el número de patentes regionalizado con el número de investigadores o también simplemente gasto en I+D sobre GDP.

Cuadro 5a.
Resultados de la estimación, periodo 1995-2008

		Variable dependiente: $PTFE_{ij,t}$. Estimador two-step SYSTEM-GMM				
N.Obs		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Dummies temporales		Si	Si	Si	Si	Si
<i>PTFE_{ij}</i>	t-1	0.964*** (0.070)	0.967*** (0.071)	0.963*** (0.077)	0.947*** (0.075)	0.966*** (0.080)
	t-2	0.019 (0.072)	0.019 (0.074)	0.016 (0.078)	0.023 (0.076)	0.006 (0.081)
<i>DIV</i>	T	-0.149 (0.115)	-0.157 (0.109)	-0.117 (0.111)	-0.191* (0.109)	-0.131 (0.114)
	t-1	0.245** (0.116)	0.247** (0.114)	0.275* (0.118)	0.269** (0.115)	0.210* (0.117)
<i>ESP</i>	t-2	-0.097 (0.072)	-0.095 (0.079)	-0.097 (0.077)	-0.093 (0.080)	-0.097 (0.077)
	T	0.655*** (0.046)	0.658*** (0.047)	0.661*** (0.046)	0.657*** (0.049)	0.664*** (0.049)
<i>ASEC_c</i>	t-1	-0.643*** (0.082)	-0.646*** (0.083)	-0.646*** (0.087)	-0.634*** (0.087)	-0.650*** (0.092)
	t-2	0.007 (0.056)	0.008 (0.056)	-0.011 (0.059)	-0.018 (0.059)	-0.010 (0.061)
<i>SIZ</i>	T	0.982*** (0.040)	0.982*** (0.043)	0.984*** (0.044)	0.976*** (0.044)	0.986*** (0.045)
	t-1	-0.983*** (0.096)	-0.988*** (0.101)	-0.987*** (0.112)	-0.972*** (0.105)	-1.002*** (0.112)
<i>HUM</i>	t-2	0.012 (0.078)	0.016 (0.079)	0.021 (0.087)	0.023 (0.081)	0.042 (0.088)
	T	0.468* (0.255)	0.525** (0.253)	0.585** (0.268)	0.512** (0.245)	0.648** (0.269)
<i>INF</i>	t-1	-0.577* (0.312)	-0.665** (0.324)	-0.705** (0.345)	-0.666** (0.312)	-0.816** (0.338)
	t-2	0.111 (0.095)	0.143 (0.107)	0.122 (0.110)	0.156 (0.105)	0.169 (0.105)
<i>TEC</i>	T		0.347* (0.206)	0.405* (0.219)	0.377* (0.201)	0.411* (0.224)
	t-1		-0.436** (0.226)	-0.443** (0.230)	-0.466** (0.215)	-0.438** (0.223)
<i>TEC</i>	t-2		0.161 (0.158)	0.141 (0.152)	0.135 (0.155)	0.096 (0.149)
	T			0.166 (0.122)		0.197 (0.124)
<i>TEC</i>	t-1			-0.192 (0.199)		-0.261 (0.202)
	t-2			0.025 (0.093)		0.064 (0.094)
<i>TEC</i>	T				-0.005 (0.017)	0.003 (0.019)
	t-1				0.011 (0.034)	0.009 (0.034)
<i>TEC</i>	t-2				-0.012 (0.023)	-0.007 (0.024)

Cuadro 5b.
Test de validez de los instrumentos

Variable dependiente: $PTFC_{ij,t}$. Estimador two-step SYSTEM-GMM					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Sargan o Hansen Test	[0.321]	[0.239]	[0.195]	[0.198]	[0.123]
AR(1) Test	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2) Test	[0.316]	[0.277]	[0.280]	[0.299]	[0.234]

Nota a los cuadros 5a y 5b: Los errores estándar corregidos (Windmeijer, 2005) se presentan entre paréntesis. * valores significativos al 10%, ** significativos al 5% y *** significativos al 1%. Los valores presentados para Hansen test y AR(.) test son los p-values para las hipótesis nula de válida especificación y no autocorrelación de primer y de segundo orden, respectivamente. Los instrumentos utilizados para la estimación de las ecuaciones en primeras diferencias son los niveles de las variables explicativas que consideramos endógenas desfasadas 2 periodos y todos los desfases hasta un máximo de 5 y las variables explicativas exógenas sin desfasar. Los instrumentos adicionales utilizados para las ecuaciones en niveles son las variables consideradas endógenas en primeras diferencias desfasadas 1 periodo y las primeras diferencias de las variables explicativas exógenas. No se utilizan todos los desfases posibles de las variables porque dada la dimensión de la muestra y el número de variables explicativas si se utilizan más desfases el número de instrumentos excedería el número de grupos.

Cuadro 6a.
Resultados de la estimación, periodo 1995-2008

		Variable dependiente: $PTFC_{ij,t}$. Estimador two-step SYSTEM-GMM				
N.Obs		[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Dummies temporales		Si	Si	Si	Si	Si
<i>PTFC_{ij}</i>	t-1	1.020*** (0.075)	1.017*** (0.078)	1.013*** (0.077)	1.009*** (0.080)	1.019*** (0.079)
	t-2	-0.035 (0.076)	-0.031 (0.079)	-0.033 (0.077)	-0.030 (0.079)	-0.041 (0.078)
<i>DIV</i>	t	-0.154 (0.112)	-0.149 (0.108)	-0.110 (0.113)	-0.153 (0.109)	-0.114 (0.119)
	t-1	0.339*** (0.116)	0.320*** (0.118)	0.275*** (0.114)	0.325*** (0.116)	0.279** (0.121)
<i>ESP</i>	t-2	-0.184*** (0.086)	-0.173** (0.087)	-0.168*** (0.083)	-0.179*** (0.085)	-0.175** (0.080)
	T	0.689*** (0.046)	0.685*** (0.046)	0.692*** (0.045)	0.681*** (0.044)	0.688*** (0.046)
<i>ASEC_c</i>	t-1	-0.711*** (0.093)	-0.703*** (0.093)	-0.705*** (0.092)	-0.698*** (0.093)	-0.708*** (0.094)
	t-2	0.026 (0.065)	0.023 (0.066)	0.018 (0.065)	0.022 (0.068)	0.024 (0.066)
<i>SIZ</i>	T	1.032*** (0.035)	1.026*** (0.037)	1.020*** (0.041)	1.027*** (0.039)	1.020*** (0.040)
	t-1	-1.062*** (0.104)	-1.056*** (0.107)	-1.035*** (0.112)	-1.056*** (0.114)	-1.044*** (0.110)
<i>HUM</i>	t-2	0.039 (0.089)	0.038 (0.090)	0.029 (0.090)	0.046 (0.091)	0.040 (0.088)
	T	0.538** (0.260)	0.594** (0.265)	0.610** (0.259)	0.577** (0.254)	0.659*** (0.275)
<i>INF</i>	t-1	-0.685** (0.339)	-0.768** (0.351)	-0.751** (0.343)	-0.753** (0.339)	-0.821** (0.355)
	t-2	0.149 (0.109)	0.176 (0.115)	0.143 (0.113)	0.178 (0.116)	0.164 (0.111)
<i>TEC</i>	T		0.402** (0.207)	0.457*** (0.206)	0.410** (0.211)	0.474** (0.218)
	t-1		-0.341 (0.228)	-0.302 (0.227)	-0.374* (0.230)	-0.323 (0.225)
<i>TEC</i>	t-2		0.069 (0.152)	0.041 (0.153)	0.084 (0.154)	0.019 (0.149)
	T			0.121* (0.121)		0.243* (0.135)
<i>TEC</i>	t-1			-0.281 (0.203)		-0.322 (0.233)
	t-2			0.058 (0.099)		0.079 (0.111)
<i>TEC</i>	T				-0.0008 (0.017)	-0.0108 (0.018)
	t-1				0.012 (0.034)	0.016 (0.032)
<i>TEC</i>	t-2				-0.009 (0.022)	-0.002 (0.022)

Cuadro 6b.
Test de validez de los instrumentos

Variable dependiente: $PTFC_{ij,t}$. Estimador two-step SYSTEM-GMM					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
Sargan o Hansen Test	[0.237]	[0.241]	[0.307]	[0.203]	[0.266]
AR(1) Test	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2) Test	[0.205]	[0.204]	[0.197]	[0.203]	[0.171]

Nota a los cuadros 6a y 6b: Los errores estándar corregidos (Windmeijer, 2005) se presentan entre paréntesis. * valores significativos al 10%, ** significativos al 5% y *** significativos al 1%. Los valores presentados para Hansen test y AR(.) test son los p-values para las hipótesis nula de válida especificación y no autocorrelación de primer y de segundo orden, respectivamente. Los instrumentos utilizados para la estimación de las ecuaciones en primeras diferencias son los niveles de las variables explicativas que consideramos endógenas desfasadas 2 periodos y todos los desfases hasta un máximo de 5 y las variables explicativas exógenas sin desfasar. Los instrumentos adicionales utilizados para las ecuaciones en niveles son las variables consideradas endógenas en primeras diferencias desfasadas 1 periodo y las primeras diferencias de las variables explicativas exógenas. No se utilizan todos los desfases posibles de las variables porque dada la dimensión de la muestra y el número de variables explicativas si se utilizan más desfases el número de instrumentos excedería el número de grupos.

6. Conclusiones y recomendaciones de política económica.

En este trabajo se ha utilizado un enfoque dinámico para abordar los determinantes de la PTF en las industrias regionales de la economía española entre 1995 y 2008. En este periodo se observa un comportamiento muy negativo de la PTF en la economía española. Los resultados apuntan a que los factores sectoriales y regionales son determinantes importantes de la dinámica de la PTF. No obstante es importante tener en cuenta la dimensión temporal.

Se utiliza para la estimación del modelo de panel dinámico, tanto niveles como primeras diferencias (estimador System-GMM). Este método permite controlar los sesgos debidos a efectos específicos no observables y a la endogeneidad de las variables explicativas.

En el periodo analizado de la economía española se obtienen impactos contemporáneos importantes sobre el crecimiento de la PTF en las industrias regionales. Los resultados muestran la robustez de los coeficientes contemporáneos positivos y significativos para la especialización, la PTF sectorial, el tamaño, pero no para la diversificación. Este resultado es similar al obtenido por Cingano y Schivardi (2004). Los coeficientes de los determinantes típicos de la literatura sobre economías de aglomeración, se mantienen aunque se incluyan otras variables (capital humano, infraestructuras y capital tecnológico) y tanto si la PTF se aproxima con los supuestos de Solow como a través de la estimación de una función de costes.

También se observa robustez en los resultados sobre el papel positivo desempeñado por la disponibilidad regional de capital humano y no se aprecia que el capital tecnológico regional esté desempeñando papel alguno sobre la PTF. Tampoco aparece como muy significativo el papel desempeñado por las infraestructuras

regionales. Las políticas encaminadas a mejorar el entorno económico general de la región deberían centrarse especialmente en la mejor formación de recursos humanos, si se trata de corregir la dinámica actual de la PTF. No parece que ni la dotación de infraestructuras, ni el capital tecnológico -al menos a los niveles en que se encuentra en las regiones españolas- sean factores que determinen de forma decisiva el comportamiento de la PTF en las industrias regionales.

Por lo que se deduce de nuestros resultados la existencia de economías de especialización confirma la necesidad de potenciar a través de redes de cooperación intrasectoriales los *clusters* locales y regionales que fomenten la transmisión de nuevas tecnologías. No se aprecian fenómenos de fertilización cruzada de ideas y diversificación en el sentido de Jacobs, pero sí economías de urbanización relacionadas con el tamaño y por tanto la disponibilidad de inputs intermedios y existencia de vínculos productivos interindustriales.

La dinámica de la PTF del sector concreto a escala nacional es un determinante básico del comportamiento de la PTF en la industria regional, por lo que las políticas sectoriales de estímulo a la PTF resultan de la mayor importancia: potenciar factores como el nivel de formación de la población ocupada en el sector e incluso el gasto en I+D en el sector -en lugar del regional- podría romper la tendencia negativa en la dinámica de la PTF. Por tanto, deberían incorporarse en el análisis, si se dispusiese de los datos necesarios, en la medida que podrían ser determinantes fundamentales.

7. Referencias Bibliográficas.

- Adamson, D.W., D.E. Clark y M.D. Partridge (2004): "Do Urban Agglomeration effects and household amenities have a skill bias?", *Journal of Regional Science*, 44, 201-223
- Alonso, O., J.M. Chamorro y X. González (2003): "Spillovers geográficos y sectoriales de la industria española", mimeo, Universidad de Vigo.
- Arellano, M. and S. Bond (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies* 58, 277-97.
- Arellano, M. and O. Bover (1995): "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics* 68, 29-51.
- Ascari, G. y V. Di Cosmo (2004): "Determinants of Total Factor Productivity in the Italian Regions", mimeo.
- Aschauer, D.A. (1989a): "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, Marzo, 177-200.
- Arthur, B. (1986): "Industry location patterns and the importance of history", Stanford University, CEPR N° 84.
- Barro, R. (1990): "Economic growth in a cross section of countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Beaudry, C. y A. Schifffaurova (2009): "Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate". *Research Policy*, 38, 318-337.

- Bernard, A. y Ch.I. Jones (1996): "Productivity across Industries and Countries: Time Series Theory and Evidence", *Review of Economics and Statistics*. February, pp. 135-146.
- Boscá, J.E., F.J. Escribá, F.J. Ferri y M.J. Murgui (2010): "La inversión en infraestructuras públicas: una panorámica y algunas conclusiones para las regiones españolas", Ministerio de Economía y Hacienda. DGP D-2010-11.
- Blien, U., J. Suedekum y K. Wolf (2006): "Local employment growth in West Germany: A dynamic panel approach", *Labour Economics*, 13, 445-458.
- Blundell, R. and S. Bond (1998): "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", *Journal of Econometrics* 87, 115-43.
- Brülhart M. y N.A. Mathys (2008): "Sectoral agglomeration economies in a panel of European Regions", *Regional Science and Urban Economics*, 38, 348-362.
- Callejón, M. y Costa, M.T. (1995): "Economías externas y localización de las actividades industriales", *Economía Industrial*, 305, 75-86.
- Callejón, M. y Costa, M.T. (1996): "Geografía de la producción. Incidencia de las externalidades en la localización de las actividades en España", *Información Comercial Española. Revista de Economía*, 754, 39-49.
- Ciccone, A. (2002): "Agglomeration effects in Europe", *European Economic Review*, 46(2), 213-227.
- Ciccone, A. y R. Hall (1996): "Productivity and the density of economic activity", *American Economic Review*, 86, 54-70.
- Cingano, F. y F. Schivardi (2004): "Identifying the sources of local productivity growth", *Journal of the European Economic Association*, 2 (4), 720-742.
- Combes, P. P. (2000): "Economic structure and local growth: France, 1984-1993", *Journal of Urban Economics*, 47(3), 329-355.
- Combes, P. P., T. Magnac y J.M. Robin (2004): "The dynamics of local employment in France", *Journal of Urban Economics*, 56(2), 217-243.
- Combes, P. P. y H.G. Overman (2004): The spatial distribution of economic activities in the European Union, in Henderson, J.V. and J.F. Thisse (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 4, Elsevier North-Holland.
- De Bustos, A., A. Diaz, A. Cutanda, F.J. Escribá, M.J. Murgui and M.J. Sanz (2008): "La BD.MORES en base 2000: Nuevas estimaciones y variables". Ministerio de Economía y Hacienda. DGAPP. D-2008-08
- De Lucio, J.J., J.A. Herce y A. Goicolea (2002): "The effects of externalities on productivity growth in Spanish industry", *Regional Science and Urban Economics*, 32, 241-258.
- Dekle R. (2002): "Industrial concentration and regional growth: evidence from the prefectures", *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 310-315.
- Dettori, B., E. Marrocu y R. Paci (2009): Total factor productivity, intangible assets and spatial dependence in the European regions", WP-011009, CRENOS.

- Di Addario, S. y E. Patacchini (2008): "Wages and the city. Evidence from Italy", *Labour Economics*, 15, 1040-1061.
- Escribá, F.J. and M.J. Murgui (2009a): "Government policy and industrial investment determinants in Spanish regions", *Regional Science and Urban Economics*, 39(4), pp. 479-488.
- Escribá, F.J. and M.J. Murgui (2009b): "Regional Aspects of the Productivity Slowdown: An Analysis of Spanish sectoral data from 1980 to 2003". Ministerio de Economía y Hacienda. DGP, D-2009-03.
- Escribá F.J. y M.J. Murgui (2010): Crecimiento del empleo regional: un enfoque dinámico". Ministerio de Economía y Hacienda. DGP, D-2010-07.
- Esteban, L., J.M. Hernández y L. Lanasa (2001): "Patrones de localización de la producción y efectividad de la política industrial", *Economía Industrial*, 342, 163-174.
- Fisher, M. T. Scherngell y M. Reismann (2009): "Knowledge spillovers and total factor productivity. Evidence using a spatial panel data model" *Geographical Analysis*, 41, 204-220.
- Glaeser, E.L., H.D. Kallal, J.A. Scheinkman, y A. Shleifer (1992): "Growth in cities", *Journal of Political Economy*, 100 (6), 1126-1152.
- Goicolea, A., Herce, J.A. y de Lucio J.J (1995): "Fuentes territoriales de crecimiento industrial en España", Documento de trabajo 95-14 FEDEA.
- Graham D., P. Melo, P. Jiwattanakulpaisarn y R. Noland (2010): "Testing for causality between productivity and agglomeration economies", *Journal of regional Science*, 50(5), 935-951.
- Hansen, L.P. (1982): "Large sample properties of Generalized Method of Moments estimators", *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Harrigan, J. (1997): "Estimation of Cross-Country Differences in Industry Production Functions", *Journal of International Economics*, 47, 267-293.
- Henderson, V. (1997): "Externalities and industrial development", *Journal of Urban Economics*, 42(3), 449-470.
- Henderson, V. (2003): "Marshall's scale economies", *Journal of Urban Economics*, 53(1), 1-28.
- Henderson, V., A. Kundoro y M. Turner (1995): "Industrial development in cities", *Journal of Political Economy*, 103(5), 1067-1090.
- Heuerman, D. (2008): "Human capital externalities in Western Germany", Institute for Labour Law and Industrial Relations in the European Community.
- Hulten, CH. R. (2001): "Total factor productivity. A short biography", NBER WP. N° 7471.
- Jacobs, B., R. Nahuis y P. Tang (2000): "Human capital, R+D and the assimilation of Technologies in the Netherlands", en Bart Van Ark, S. Knipers y G. Kuper (eds.). *Productivity, Technology and Economic Growth*. Kluwer Academic Publishers.

- Lee, B, K, Sosin y S, Hong (2005): "Sectoral manufacturing productivity growth in Korean regions", *Urban Studies* 42, 1201-1219.
- Lucas, R. (1988): "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Marrocu E. y R. Paci (2010): "The effects of public capital on the productivity of the Italian regions", *Applied Economics*, 42, 989-1002.
- Marrocu E. y R. Paci y M. Pontis (2009): "Intangible capital and firms productivity". Working Paper CREMOS.
- Marrocu E. , R. Paci y S. Usai (2010): "Productivity growth in the old and the new Europe: the role of agglomeration externalities", WP 201024 CREMOS.
- Mas, M. F. Pérez, L. Serrano, E. Uriel y A. Soler (2008): *Capital Humano. Metodología y series históricas 1964-2007*, IVIE y Fundación Bancaja, Valencia
- Moreno, B. (1996): "Externalities and growth in the Spanish industries", Documento de trabajo 96-17, FEDEA.
- Moretti E. (2004): "Workers' Education, Spillovers, and Productivity: Evidence from Plant-Level Production Functions", *American Economic Review*, 94, 656-690.
- Morrison, C. y A. Schwartz (1996): State infrastructure and productive performance" *The American Economic Review*, 1095-1111.
- Nefte, F.M.H. (2007): "Time varying agglomeration externalities. A long term perspective on the changing benefits on agglomeration in UK countries (1841-1971). Section of Economic Geography UTRECHT.
- Oh, D., A. Heshmati, H.Löf (2009): "Technical change and total factor productivity growth for Swedish manufacturing and service industries". CESIS, Electronic WP Series, N° 193.
- Pakes, A. y S. Olley (1995): "A limit theorem for a smooth class of semiparametric estimators", *Journal of Econometrics*, 65, 295-332.
- Otsuka A. y N. Yamano (2008): "Industrial agglomeration effects on regional economic growth: A case of Japanese Regions", Regional Economics Applications Laboratory (REAL) WP.08-T.2
- Paci, R. y S. Usai (2006): "Agglomeration economies and Growth. The case of Italian local labour systems 1991-2001", CREMOS, WP. 2006/12.
- Romer P, (1986): "Increasing returns and long-run growth". *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Rosenthal, S.S. y W. Strange (2004): "Evidence on the nature and sources of agglomeration economics", in Henderson, J.V. and J.F. Thisse (eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Volume 4, Elsevier North-Holland.
- Sargan, J.D. (1958): "The estimation of economic relationships using instrumental variables", *Econometrica*, 26, 393-415.

- Solow, R. (1957): "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-20.
- Usai, S. y R. Paci (2001): "Externalities and local economic growth in manufacturing industries", CRENOS, Working Paper.
- Viladecans, E. (2003): "Economías externas y localización del empleo industrial", *Revista de Economía Aplicada*, 31, 5-32.
- Windmeijer, F. (2005): "A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators", *Journal of Econometrics*, 126, 25-51.