

# Efectos de las economías de aglomeración sobre el crecimiento de la PTF en las regiones españolas.

Javier Escribá y M<sup>a</sup> José Murgui

Universidad de Valencia

Enero 2012

## 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 en el corto y largo plazo 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, externalidades, panel dinámico

**JEL:** D24, O18, R58

---

\*Universidad de Valencia. Los autores agradecen la financiación recibida del FEDER y del proyecto ECO2009-09569.

Observations to be addressed to:

[Maria.j.murgui@uv.es](mailto:Maria.j.murgui@uv.es)

[Francisco.j.escriba@uv.es](mailto:Francisco.j.escriba@uv.es)

Dept. Anàlisi Econòmica,

CAMPUS DELS TARONGERS

Avda. dels Tarongers, s/n

46022-VALÈNCIA (SPAIN)

## 1. Introducción

Este papel analiza los determinantes del crecimiento de la productividad en las ramas productivas privadas no agrarias ni energéticas de las regiones españolas desde mediados de los años noventa. Este periodo constituyó 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 Estados Unidos (US). Pero desde entonces, la norma en la economía española ha sido la de presentar tasas de crecimiento negativas de la PTF, tanto en los años de crisis como también en la etapa de expansión, lo que es más atípico respecto a países de nuestro nivel de desarrollo.

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 habían abordado con anterioridad esta cuestión. Desde la economía regional y urbana ya se había enfatizado la importancia de las externalidades dinámicas sobre el crecimiento a largo plazo. Además, se había pretendido captar indirectamente la influencia de la proximidad geográfica sobre la productividad a través de su influencia sobre el 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)-. También, 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 en los que se discute la importancia relativa de las economías de localización (Marshall-Arrow-Romer, conocidas como externalidades MAR) o de urbanización (externalidades Jacobs)<sup>1</sup>. La evidencia empírica existente en nuestro país, al igual que en otros países, es muy diversa y poco concluyente. De Lucio, Herce y Goicolea (1996) y de Lucio, Herce y Goicolea (2002) confirmaron 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 Lanaspá (2001) de urbanización; Viladecans (2003) obtuvo que las economías externas eran un elemento determinante pero que la incidencia de la especialización o la diversificación dependía del sector. En general, estos trabajos -excepto de Lucio, Herce y Goicolea (2002)- utilizaron un enfoque estático, es decir, explicaban el crecimiento del empleo o la productividad como función de las características locales (como especialización, tamaño o diversificación) en el momento inicial. En diferentes países,

---

<sup>1</sup> 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).

diferentes periodos y distintos ámbitos sectoriales, los resultados tampoco fueron concluyentes, aunque en gran medida también la fragilidad y discrepancias en los resultados pudieron ser consecuencia, como veremos, de la metodología que generalmente utilizaron.

La principal cuestión en este trabajo es analizar porqué la productividad se comporta de manera 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 diferente dinámica 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 variables proxy para captar 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 primero y más convencional, utilizando los supuestos típicos de Solow (1957) y el segundo, 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 directamente como variable la PTF<sup>2</sup>. Además, aunque incluimos las variables convencionales para captar la existencia de economías de localización y/o 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 en la base de datos BD.MORES (De Bustos et al., 2008) de datos para las 17 Comunidades Autónomas españolas desde 1995 a 2008 y 10 sectores productivos -entre manufactureros, construcción y de servicios privados- de cada región, permite utilizar este método de estimación. En concreto se utiliza 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 trabajo 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

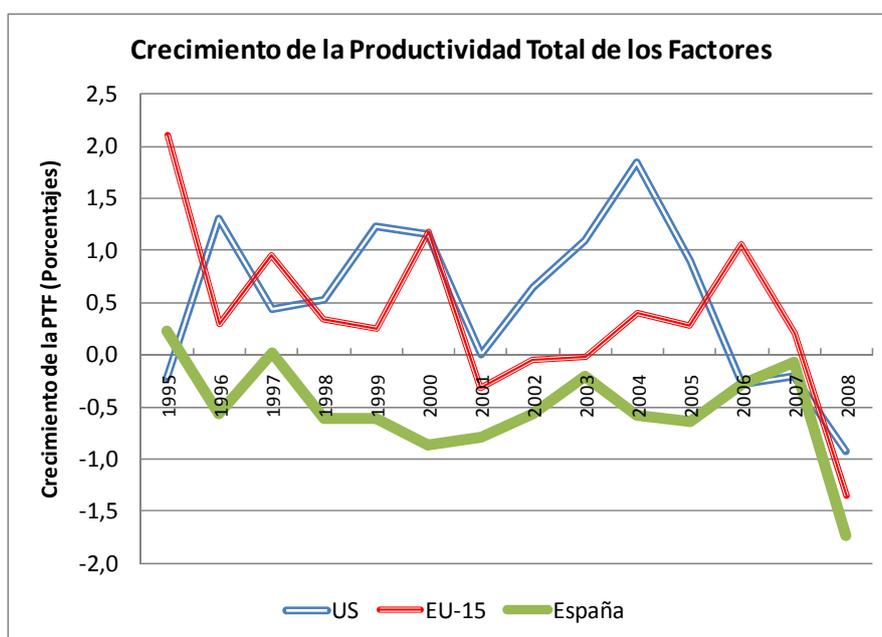
---

<sup>2</sup> Anteriormente otros autores utilizando variables diferentes a la PTF (Combes, Magnac y Robin, 2004; Blien, Suedekum y Wolf, 2006; Brülhart y Mathys, 2008, Escibá y Murgui, 2010) han criticado en esta literatura la consideración estática de las economías de aglomeración.

la estimación. Finalmente en el apartado 6 se recogen las principales conclusiones y las recomendaciones de política económica.

## 2. El comportamiento de la PTF en la economía española, en sus sectores y regiones desde 1995.

La dinámica de la productividad es el elemento determinante del mantenimiento de un crecimiento sostenible. Hasta 2007, en la etapa de expansión, la tasa de crecimiento del PIB en España fue muy superior a la de países de similar nivel de desarrollo. Ese crecimiento se apoyó en el aumento cuantitativo de los factores trabajo y capital, mientras que la PTF caía permanentemente a una tasa porcentual anual superior a los 0,5 puntos. Durante el periodo 1995-2008 la productividad de los factores creció en la Unión Europea de los 15 a una tasa media anual 0,9 puntos superior a la española, diferencia que se amplía hasta 1,1 puntos cuando nos comparamos con Estados Unidos, como se ilustra en el gráfico 1.



**Gráfico 1.** Evolución del crecimiento de la PTF. Fuente: *BD.MORES (2011) y The Conference Board Total Economy Database (2010)*

Este comportamiento de la productividad en España, en comparación con otros países desarrollados, no puede achacarse sólo a la estructura productiva sectorial de la economía española, sino a una peor evolución de la PTF que el promedio europeo y que Estados Unidos en una gran mayoría de sectores productivos, como puede observarse en el cuadro 1. A partir de la información contenida en la base de datos EU-KLEMS<sup>3</sup>, y tomando como año base 1995 con un valor de 100 para cada una de las

<sup>3</sup>EU KLEMS *Growth and Productivity Accounts: November 2009 Release, Updated March 2011.* <http://www.euklems.net/> A summary overview of the methodology and construction of the EU KLEMS database, see: O'Mahoni and Timmer (2009). Para el cuadro 1 se ha seleccionado el conjunto de ramas del sector manufacturero, construcción y servicios sobre el que se realiza el análisis en este trabajo basado en la *BD.MORES y Cambridge Econometrics*. Se han excluido agricultura y energía además de los servicios de no

ramas productivas, se aprecia una evolución divergente, y más adversa, en relación a la observada en US y EU-15. La brecha existente en 1995 para el total de la economía se amplió hasta 2007 en 12 puntos porcentuales con respecto a EU-15 y 16 respecto a US. Esta divergencia ha sido mucho mayor para el conjunto de las manufacturas, 24 y 52 puntos respectivamente. España parece tener un problema de productividad en la casi generalidad de sectores, en especial en los terciarios (exceptuando intermediación financiera) pero también en los manufactureros. Aunque la caída de las PTF en Construcción (77) y Hostelería (75) han sido las más pronunciadas y estos sectores tienen un gran peso en España, no puede afirmarse que el problema de la productividad en nuestro país sea principalmente consecuencia de la especialización en estos sectores.

**Cuadro 1. Productividad Total de los Factores. 2007 (1995=100)**

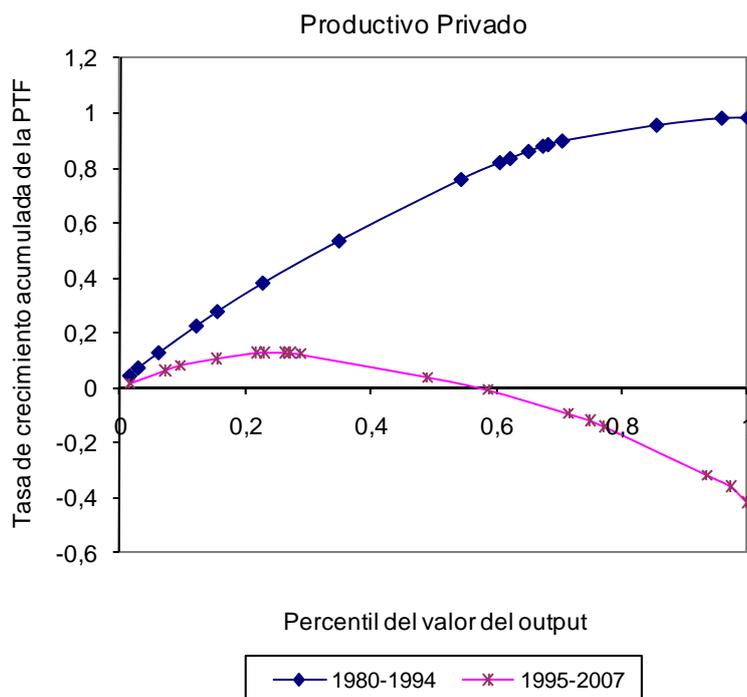
	España	USA	UE-15
Total Industrias	92	108	104
Manufacturas	95	147	119
Alimentación, bebidas y tabaco	78	101	100
Textil, confección, cuero y calzado	90	121	111
Química + Caucho y plástico	88	121	122
Equipo eléctrico, electrónico y óptico	98	509	162
Material de transporte	106	150	128
Otras manufacturas	100	113	113
Construcción	77	64	92
Comercio	91	143	109
Hostelería	75	103	90
Transporte y comunicaciones	85	121	130
Intermediación financiera	169	109	121

Fuente: UE-KLEMS (2011)

La evolución tan adversa de la PTF no puede, por tanto achacarse a un sector productivo en particular, pero ¿puede ser consecuencia de que un grupo de regiones lo hayan hecho particularmente mal en todos los sectores, lastrando al conjunto de la economía nacional?. Aunque las regiones de un mismo país comparten en buena medida el entramado institucional, hay factores específicos que pueden condicionar negativamente la evolución de las industrias ubicadas en alguna de las regiones. Si esto sucede, los malos resultados de la mayoría de las industrias en dichas localizaciones podrían explicar la evolución observada en el conjunto de la economía española, pero por causas que no necesariamente son comunes a nivel nacional. Es decir, la caída de la PTF agregada y, en muchos casos sectorial, podría tener su origen en unas pocas regiones que hayan tenido un comportamiento especialmente negativo. Sin embargo, el análisis de la evolución de esta variable en la dimensión regional, indica que este tampoco parece ser el caso. Para ilustrar este punto utilizamos en el gráfico 2 la base BD.MORES que contiene información desagregada sectorialmente para cada una de las 17 CC.AA.

---

mercado. Hemos prescindido también de la rama "otros servicios de mercado" ya que no ha sido posible abarcar todo el periodo de manera homogénea.



**Gráfico 2**

Fuente: BD.MORES

En el eje de ordenadas de este gráfico se representa la tasa anual media de crecimiento de la PTF del periodo y en el eje de abscisas la aportación porcentual de cada región al VAB nacional. En este gráfico se presentan dos series: la del periodo de análisis que nos ocupa y la de un periodo anterior 1980-1994 para poder comparar la evolución del crecimiento de la PTF. Los puntos sitúan las regiones ordenadas de mayor tasa de crecimiento de la PTF a menor, de modo que el valor acumulado es igual al crecimiento agregado de la PTF. La pendiente que une cada dos puntos representa el crecimiento de la PTF en una región. No se observa un comportamiento territorial dispar, que supondría la presencia de mucha curvatura en estas líneas. Únicamente la que se deriva de unas regiones con un comportamiento excepcionalmente positivo aunque mucho más débil que en el periodo anterior y que apenas absorben la cuarta parte del VAB. Además, en casi todos los tramos la pendiente de la línea inferior no sólo es menor que la de la superior, sino que además desde 1995 es muy general el comportamiento negativo en la mayoría de las regiones con mayor peso en el VAB nacional. Al igual que se observaba con relación a la especialización sectorial tampoco puede atribuirse a unas regiones muy concretas la responsabilidad del comportamiento tan adverso de la PTF agregada.

En la medida que es un problema que se está produciendo de forma generalizada en todos los sectores y regiones, el origen de tal comportamiento debería buscarse en determinantes macroeconómicos relacionados con el déficit de capital tecnológico y humano tal como postula la moderna teoría del crecimiento, en factores institucionales, en el marco regulatorio y en defectos estructurales en el funcionamiento de los mercados de factores (especialmente en el mercado de trabajo) y

de productos. Todos ellos factores en los que en la economía española se detectarían insuficiencias o ineficiencias en relación con países de similar nivel de desarrollo.

Muchos de estos factores afectan por igual a todas las regiones de un país, que comparten el mismo tipo de instituciones y regulaciones de los mercados. No obstante, ni todas las regiones españolas disponen de la misma dotación de infraestructuras, ni de esfuerzo público en I+D, ni de la misma cualificación y formación de la fuerza de trabajo. Parte de la explicación del peor comportamiento de España respecto a otros países puede rastrearse a través del diferente comportamiento relativo de unas regiones respecto a otras. Dejando de lado aquellos factores más institucionales entre los determinantes de nuestro comportamiento diferencial general respecto a otros países, el ámbito regional es un buen escenario para estudiar el diferente comportamiento de cada sector en sus diferentes localizaciones territoriales dentro de un mismo país. No únicamente en lo que se refiere a las diferentes dotaciones de factores públicos y de capital humano, sino también en la forma como se organiza territorialmente la producción. Si se especializa la región en unas determinadas actividades o se diversifica; si su actividad se concentra en grandes ciudades o su actividad se dispersa. Además, las diferencias en la dinámica de la PTF regional pueden estar también determinadas por su especialización productiva. Las regiones de un país no tienen la misma estructura productiva. De hecho, hay una gran especialización territorial en la economía española. Aunque la generalidad de sectores funcionan peor que en otros países de nuestro entorno, no todos los sectores muestran territorialmente una dinámica idéntica en un país y desde luego tampoco en España. Estudiar la dimensión sectorial/regional puede ser fundamental para analizar los determinantes del crecimiento de la PTF.

### **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 productivas<sup>4</sup>. 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, 2004; Otsuka y Yamano, 2008; Brülhart y Mathys, 2008; Escribá y Murgui, 2010)<sup>5</sup>. 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.

---

<sup>4</sup>Panorámicas 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.

<sup>5</sup> 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.

2009). Es preferible disponer de información a nivel de empresa o en su defecto de ramas productivas (Combes, 2000; Lee et al., 2005 y 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 de la rama  $i$  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 PTF<sup>6</sup>. 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

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

El crecimiento del componente tecnológico nacional se produce en la entidad al ritmo en que crece la productividad en la rama  $i$  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

---

<sup>6</sup> Véase Hultén (2001)

Murgui, 2010). Para estos autores la estimación correcta de las externalidades dinámicas pasa por utilizar una expresión como la (4)

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

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

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, 2003); o también una función como la ecuación (1) pero sustituyendo el K a través de la Relación Marginal de Sustitución (RMS) en función de L y los precios relativos de los factores (de Lucio et al. 1999 o Combes et al., 2004)<sup>7</sup>, 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, 2008).

En general, el impacto de las externalidades dinámicas sobre la productividad se ha pretendido captar indirectamente a través del efecto sobre la productividad marginal del trabajo. Otra práctica bastante común es la estimación utilizando ecuaciones de salarios<sup>8</sup> (Adamson et al., 2004, di Addario y Patacchini, 2008, Combes et al., 2010, Heuermann, 2009). En general, el crecimiento del empleo (o de los salarios locales)<sup>9</sup>, 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).

<sup>7</sup> Aunque permanece el problema de la disponibilidad de datos para medir correctamente el coste de uso a escala local.

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> 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., 2002). No obstante aunque estos autores utilizan una función de producción con capital - al no disponer de datos- lo sustituyen a través de la RMS.

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

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 migración.

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 de 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 con que se incurre en un fuerte sesgo al utilizar como variable el empleo<sup>10</sup>.

En este trabajo, dada la disponibilidad de datos de ramas productivas a nivel NUTS-2, nos permite abordar los determinantes sectoriales y regionales del crecimiento de la PTF, aún a costa de diluirse en parte los efectos de la proximidad geográfica. 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 en el comportamiento 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. 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 social<sup>11</sup>, puede intensificar el efecto de las economías de aglomeración sobre la productividad de las empresas y ramas productivas de la región.

---

<sup>10</sup> 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. De hecho, los 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, 2008).

<sup>11</sup> La metodología seguida por Ascari y di Cosmo (2004), uno de los trabajos pioneros al utilizar un enfoque dinámico, no está exenta de problemas. Por otra parte en España aún no se dispone de datos suficientemente fiables para aproximar el capital social.

Este planteamiento ecléctico está siendo utilizado recientemente y con bastante frecuencia por investigadores del Centro de Investigación CRENOS<sup>12</sup>. 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 enfoque<sup>13</sup>: en algunos casos no incluyen entre las variables explicativas los determinantes de la PTF relacionados con las economías de aglomeración, (Dettori, Marrocu y Paci, 2011) 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 2011).

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.

#### 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. Todos 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))<sup>14</sup> 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, tal como se definen en la base *Cambridge Econometrics*. 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 2. 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.

<sup>12</sup> Centro Ricerche Economiche Nord Sud (Universidades de Cagliari y Sassari). Marrocu y Paci (2010), Marrocu, Paci y Pontis (2011), Dettori, Marrocu y Paci, (2011) y Marrocu, Paci y Usai (2011).

<sup>13</sup> Un enfoque similar al nuestro se encuentra en Graham et al. (2010) para la productividad del trabajo y economías de aglomeración.

<sup>14</sup>Esta base de datos regional esta disponible en la siguiente página Web: [http://www.sggp.pap.meh.es/SGPG/Cln\\_Principal/Presupuestos/Documentacion/Basesdatosestudiosregionales.htm](http://www.sggp.pap.meh.es/SGPG/Cln_Principal/Presupuestos/Documentacion/Basesdatosestudiosregionales.htm)

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)	Años medios de escolarización de la población ocupada de cada región.
6. Infraestructuras (INF)	Stock de capital en infraestructuras de transporte y urbanas dividido por el stock de capital privado productivo de cada región.
7. Capital Tecnológico (TEC)	Stock de capital público en I+D dividido por el stock de capital privado productivo de cada región.

Las variables sectoriales y regionales se aproximan, como se observa en el cuadro 2, como sigue:

- Para controlar los efectos puramente sectoriales se incluye la PTF del sector (ASEC) en el total de la economía nacional.
- La especialización (ESP) de la región en la rama o 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.
- Para capturar el tamaño de mercado se utiliza el output regional (SIZ) descontado el de la propia industria regional<sup>15</sup>. El tamaño se interpreta en ámbitos locales reducidos como expresión de las economías de urbanización

<sup>15</sup> La mayoría de trabajos utilizan como aproximación del tamaño, el empleo regional. 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.

(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 los años medios de estudio de la población ocupada en cada región. 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 a su stock de capital privado productivo. 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 provisto por el sector público regional en relación al capital privado productivo de la región.

En el cuadro 3 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 4 los estadísticos descriptivos de las series utilizadas en la estimación.

**Cuadro 3. Tasas de crecimiento promedio 1995-2008. Porcentajes**

Regiones	DIV	SIZ	HUM	INF	TEC
Andalucía	0.19	3.20	1.38	1.34	2.02
Aragón	0.26	3.44	1.44	-1.77	-2.28
Asturias	-0.22	2.77	1.49	2.85	2.18
Baleares	1.08	2.39	1.28	1.07	5.59
Canarias	0.53	3.17	1.02	-0.57	1.49
Cantabria	-0.17	3.67	1.39	4.29	2.06
Castilla y León	0.03	2.50	1.42	-0.15	1.37
Castilla La Mancha	0.07	3.36	1.42	0.49	6.08
Cataluña	-0.27	3.15	0.94	0.63	2.98
C.Valenciana	-0.24	3.40	1.30	1.19	4.35
Extremadura	-0.01	3.32	1.71	-0.59	2.45
Galicia	0.21	2.71	2.10	1.00	1.86
Madrid	-0.14	4.34	1.05	-2.06	-2.47
Murcia	-0.26	4.03	1.49	0.03	-1.17
Navarra	-0.10	3.44	1.10	0.31	4.00

<b>País Vasco</b>	0.21	3.44	1.26	0.84	3.64
<b>La Rioja</b>	0.36	2.71	1.22	-2.49	8.33

**Cuadro 4. Estadísticos descriptivos de las variables utilizadas en la estimación**

<b>Variables</b>	<b>Obs.</b>	<b>Mean</b>	<b>Std.Dev.</b>	<b>Min</b>	<b>Max</b>
<b>Ln PTFC</b>	2380	4.547	0.359	3.332	5.877
<b>Ln PTFE</b>	2380	4.577	0.364	3.433	5.902
<b>Ln ASEC</b>	2380	4.593	0.309	4.110	5.673
<b>Ln ESP</b>	2380	-0.214	0.703	-3.506	1.264
<b>DIV</b>	2380	2.126	0.244	1.410	2.470
<b>Ln SIZ</b>	2380	9.360	0.934	7.312	11.319
<b>Ln HUM</b>	2380	2.386	0.069	2.188	2.542
<b>Ln INF</b>	2380	-0.716	0.423	-1.518	0.141
<b>Ln TEC</b>	2380	-3.914	0.467	-5.133	2.820

El output agregado del conjunto de los sectores considerados (SIZ) ha crecido por término medio en este periodo. También ha crecido considerablemente su stock de capital productivo privado, aunque menos que el capital tecnológico que partía en España de valores inusualmente bajos en la generalidad de regiones excepto Madrid. Las infraestructuras han crecido en todas las regiones aunque a tasas diferentes al capital privado. 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  $\alpha_{ij}$  y  $(1 - \alpha_{ij})$  para el trabajo, diferentes en cada rama de cada región. La información sobre  $\alpha_{ij}$  se extrae directamente de la contabilidad disponible en la BD.MORES<sup>16</sup>. 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

<sup>16</sup> 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.

rendimientos, ni competencia perfecta<sup>17</sup>. Para obtener los  $\alpha_{ij}$  y  $\beta_{ij}$  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  $\alpha_{ij}$  y  $\beta_{ij}$  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 5. Valores promedio 1995-2008 de  $\alpha_i$  y  $\beta_i$**

Sectores	RCS		Estimados	
	$\alpha_i$	$\beta_i$	$\alpha_i$	$\beta_i$
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 5 se presentan los valores promedio de los  $\alpha_i$  y  $\beta_i$ , siguiendo los dos procesos de obtención de la PTF. Al igual que obtienen Cingano y Schivardi (2004)<sup>18</sup> no se produce una desviación importante entre los dos procedimientos. 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. Como consecuencia, los dos métodos conducen a resultados similares como se podrá comprobar en el siguiente apartado.

## 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 el comportamiento de la PTF hoy-. Así

<sup>17</sup>Los resultados de la estimación de la función de costes están a disposición del lector que lo solicite a los autores.

<sup>18</sup> 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.

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 endógena<sup>19</sup>- 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 (7) y que se han detallado en el apartado anterior. Los  $\mu_{ij}$  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 regresiones<sup>20</sup>.  $\varepsilon_{ijt}$  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  $\mu_{ij}$  y utilizar los niveles de las variables explicativas desfasadas dos o más periodos 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 diferencias<sup>21</sup>. 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

<sup>19</sup> 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.

<sup>20</sup> Otra posibilidad sería expresar las variables en desviaciones respecto a su media temporal.

<sup>21</sup> 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 esta pensado para aplicaciones en las que el N es grande (en nuestro caso 170) y T pequeño (en nuestro caso 14).

(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 serial<sup>22</sup>.

En el cuadro 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. Como puede observarse, se incluyen tres retardos para la variable dependiente y el valor contemporáneo y tres desfases para las variables explicativas<sup>23</sup>. Por tanto, se ha especificado un modelo de retardo distribuido autorregresivo (ADL(3,3)).

En las dos primeras columnas del cuadro 6 se presentan los resultados de la estimación considerando como variable dependiente la productividad total de los factores obtenida a partir de los supuestos convencionales de competencia perfecta y rendimientos constantes a escala (PTFC) y en las dos columnas restantes la PTF calculada a partir de la estimación de las elasticidades output del capital y del trabajo (PTFE). En las columnas [1] y [3] se presenta 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 las columnas [2] y [4] se introducen además como variables explicativas, las dotaciones regionales de factores provistas por el sector público: el capital humano, las infraestructuras de transporte y urbanas y el capital tecnológico. En las estimaciones se consideran como variables endógenas, la endógena desfasada –evidentemente- y el tamaño de mercado<sup>24</sup>. El resto de variables son tratadas como exógenas.

El estimador utilizado es SYS-GMM (Arellano y Bover, 1995 y Blundell y Bond, 1998) y como puede observarse en la parte inferior del cuadro 6, el estimador es consistente ya que se acepta la validez de las condiciones de ortogonalidad (test de sobreidentificación de Hansen) y la existencia de no autocorrelación de los residuos. En

---

<sup>22</sup> 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.

<sup>23</sup> Se han realizado estimaciones con las especificaciones con cuatro 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.

<sup>24</sup> 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.

efecto, véase la parte inferior del cuadro 6, se acepta la validez de los instrumentos escogidos –con un *p-value* de 0.243 para la columna [1], 0.146 para la columna [2] en el caso de la *PTFC* y 0.273 para la columna [3] y 0.084 para la columna [4]-. También se acepta la no correlación de segundo orden, *AR(2)* test, con *p-value* de 0.596, 0.457, 0.813 y 0.773 respectivamente para las cuatro columnas.

Centrándonos en los resultados de la estimación, se presentan en la primera columna para el periodo considerado los valores de los coeficientes contemporáneos positivos y significativos para la especialización y la *PTF* sectorial. 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 y significativo para el coeficiente contemporáneo y el primer 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 la columna [2] del citado cuadro. En efecto, la significatividad de los coeficientes estimados se mantiene hasta el primer desfase y además el efecto positivo del tamaño de mercado aumenta su significatividad estadística.

El coeficiente de la variable endógena desfasada es muy similar en las dos primeras columnas y son significativamente distintos de cero. Estos coeficientes son cercanos a la unidad lo que evidencia 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 tanto si la variable endógena considerada es la *PTFC* –véase la columna [2]- como si es la *PTFE* como se observa en la columna [4]. Sin embargo, ni para la dotación de infraestructuras ni para el capital tecnológico público los coeficientes estimados son significativamente distintos de cero. Un resultado semejante se obtenía para las industrias regionales de la economía española para el periodo 1990-2003<sup>25</sup>. 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)<sup>26</sup>, 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, cuando la variable dependiente es la *PTFE* puede observarse en las columnas [3] y [4] como no hay cambios en los signos y la significatividad de las variables estimadas. Sin embargo, hay diferencias aunque pequeñas en la magnitud de los coeficientes de todas las variables, que es siempre menor, tanto cuando solamente se incluyen en la estimación las variables representativas de las economías de aglomeración (columna [3]) como cuando se incluyen las variables explicativas que recogen las dotaciones públicas de factores estratégicos.

---

<sup>25</sup> Véase Escribá y Murgui, (2009). En este trabajo se estima una ecuación de Euler para la inversión.

<sup>26</sup> 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 (2011). 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.

Dada la especificación utilizada en este trabajo –ecuación (8)- un modelo autorregresivo de retardos distribuidos ADL(3,3), nos permite investigar el impacto a largo plazo sobre la PTF de las variables sectoriales y regionales. En efecto, se pueden obtener los efectos a largo plazo a través del cálculo de los coeficientes de cada una de las variables explicativas como sigue:

$$\lambda_{LP} = \frac{\sum_{k=0}^2 \lambda_k}{1 - \sum_{k=1}^2 \beta_k} \quad (10)$$

donde  $\lambda$  representan los coeficientes de las variables independientes desfasadas y  $\beta$  los de la variable endógena desfasada. Los valores de los efectos a largo plazo y la significatividad de estos coeficientes (*p-values*) se presentan en el cuadro 7<sup>27</sup>.

---

<sup>27</sup> Nótese que los coeficientes obtenidos son combinaciones no lineales de los parámetros estimados. Por tanto la hipótesis nula contrastada es :  $H_0 : \lambda_{LP} = 0$ . Sin embargo, existen trabajos en los que afirman que cuando los valores estimados de la variable endógena desfasada son cercanos a la unidad la significatividad de los parámetros de largo plazo puede no ser muy fiable, en tal caso contrastan mediante un test de Wald la significatividad del numerador de la expresión (10). Nosotros hemos realizado ambos contrastes y los resultados no varían.

**Table 6.**  
**Estimation Results by Sample Period: 1995-2008**

Two-step SYSTEM-GMM Estimator					
Dependent variable		$Ln PTF_{ij}$		$Ln PTFE_{ij}$	
		[1]	[2]	[3]	[4]
<i>Ln PTF<sub>ij</sub></i>	t-1	1.042*** (0.079)	1.049*** (0.087)	1.012*** (0.080)	1.000*** (0.088)
	t-2	-0.022 (0.077)	-0.033 (0.082)	0.020 (0.075)	0.028 (0.080)
	t-3	-0.045 (0.034)	-0.049 (0.034)	-0.049 (0.035)	-0.056* (0.034)
<i>DIV</i>	T	-0.301*** (0.093)	-0.299*** (0.105)	-0.291*** (0.098)	-0.278*** (0.106)
	t-1	0.410*** (0.125)	0.379*** (0.135)	0.342*** (0.120)	0.299** (0.127)
	t-2	-0.152 (0.099)	-0.158 (0.105)	-0.093 (0.085)	-0.090 (0.092)
	t-3	0.042 (0.058)	0.075 (0.057)	0.037 (0.055)	0.062 (0.058)
<i>Ln ESP</i>	T	0.670*** (0.045)	0.671*** (0.046)	0.653*** (0.048)	0.662*** (0.049)
	t-1	-0.721*** (0.094)	-0.732*** (0.097)	-0.685*** (0.088)	-0.688*** (0.092)
	t-2	-0.004 (0.066)	0.008 (0.067)	-0.035 (0.059)	-0.039 (0.060)
	t-3	0.061** (0.029)	0.057** (0.028)	0.071** (0.034)	0.069** (0.032)
<i>Ln ASEC</i>	T	1.002*** (0.037)	1.007*** (0.039)	0.975*** (0.038)	0.992*** (0.047)
	t-1	-1.066*** (0.106)	-1.061*** (0.116)	-1.033*** (0.102)	-1.042*** (0.116)
	t-2	0.085 (0.092)	0.084 (0.105)	0.020 (0.094)	0.021 (0.103)
	t-3	-0.003 (0.041)	-0.006 (0.046)	0.052 (0.043)	0.051 (0.046)
<i>Ln SIZ</i>	T	0.109 (0.106)	0.322** (0.132)	0.103 (0.104)	0.296** (0.125)
	t-1	-0.282 (0.195)	-0.577** (0.236)	-0.261 (0.187)	-0.519** (0.226)
	t-2	0.191 (0.138)	0.196 (0.146)	0.159 (0.139)	0.137 (0.139)
	t-3	-0.014 (0.073)	0.056 (0.071)	0.001 (0.070)	0.084 (0.070)
<i>Ln HUM</i>	T		0.242* (0.147)		0.236* (0.142)
	t-1		-0.385** (0.210)		-0.375** (0.198)
	t-2		-0.105 (0.199)		-0.117 (0.186)
	t-3		0.285** (0.127)		0.295** (0.130)

**Table 6. Continuación**

Two-step SYSTEM-GMM Estimator					
Dependent variable		$\ln PTFC_{ij}$		$\ln PTFE_{ij}$	
		[1]	[2]	[3]	[4]
<i>Ln INF</i>	T		0.133 (0.107)		0.088 (0.108)
	t-1		-0.239 (0.212)		-0.197 (0.215)
	t-2		0.186 (0.198)		0.219 (0.198)
	t-3		-0.082 (0.091)		-0.113 (0.088)
<i>Ln TEC</i>	T		-0.010 (0.042)		0.007 (0.041)
	t-1		0.074 (0.090)		0.055 (0.083)
	t-2		-0.104 (0.087)		-0.102 (0.082)
	t-3		0.045 (0.048)		0.046 (0.048)
Hansen Test		[0.243]	[0.146]	[0.273]	[0.084]
AR(1) Test		[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
AR(2) Test		[0.596]	[0.457]	[0.813]	[0.773]
Obs.		1870	1870	1870	1870
Time Dummies		Yes	yes	yes	Yes

**Nota para la table 6:** Se presentan entre paréntesis los errores estándar ajustados (Windmeijer, 2005). \* 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 4 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.

A largo plazo – véase el cuadro 7- solamente la PTF sectorial tiene un impacto positivo y significativo sobre el crecimiento de la PTF.<sup>28</sup> El resto de variables sectoriales y regionales no tienen ningún impacto significativo sobre la PTF. A pesar de que el comportamiento de la PTF de cada sector no es idéntico en cada localización<sup>29</sup>, la dinámica de la PTF en cada industria-regional viene a largo plazo determinada por la dinámica general de la PTF en esa industria.

**Table 7. Long Term Effects**

Dependent variable	$Ln\ PTF C_{ij}$		$Ln\ PTF E_{ij}$	
	[1]	[2]	[3]	[4]
<i>DIV</i>	0.011 [0.944]	-0.011 [0.612]	-0.238 [0.419]	-0.281 [0.376]
<i>Ln ESP</i>	0.195 [0.172]	0.149 [0.173]	0.192 [0.307]	0.129 [0.186]
<i>Ln ASEC</i>	0.703*** [0.001]	0.691*** [0.001]	0.880*** [0.000]	0.838*** [0.000]
<i>Ln SIZ</i>	0.139 [0.199]	-0.032 [0.696]	0.144 [0.351]	-0.074 [0.551]
<i>Ln HUM</i>		1.100 [0.203]		1.402 [0.209]
<i>Ln INF</i>		-0.086 [0.390]		-0.149 [0.385]
<i>Ln TEC</i>		0.155 [0.173]		0.280 [0.148]

Nota: Entre paréntesis se presentan los *p-values* de la significatividad de los coeficientes. La hipótesis nula es  $H_0 : \lambda_{LP} = 0$

Este resultado apunta en dos direcciones: por un lado, el comportamiento peor de la PTF en la mayoría de los sectores en relación a otros países ha penetrado todos los territorios de la economía española. Esto parece confirmar la relevancia de factores que quedan fuera de nuestro análisis como los relacionados con determinantes macroeconómicos, factores institucionales, marco regulatorio y los defectos estructurales en el funcionamiento de los mercados de factores (especialmente en el mercado de trabajo), financieros y de productos. Por otro lado, no todos los sectores muestran una dinámica idéntica por lo que las diferencias en la dinámica de la PTF entre regiones están también determinadas por la composición sectorial de su actividad productiva.

<sup>28</sup> Téngase en cuenta que nuestra especificación de largo plazo es relativamente corta –solo tres desfases–.

<sup>29</sup> Entre regiones las desviaciones estándar de las tasas de crecimiento de la PTF oscilan desde el 2,78% en Material de Transporte (y 2,10% en Equipo Eléctrico) a 0,84% en Otras Manufacturas (y 0,86% en Comercio y Hostelería). Respecto a los niveles de PTF, de nuevo Material de Transporte presenta la mayor desviación (0,393) y la que menos Construcción (0,105).

No obstante, aunque en menor medida, tampoco cada sector se ha comportado de manera idéntica en las diferentes regiones. ¿Por qué hay diferencias territoriales en el comportamiento de la PTF de cada sector?. Como mencionábamos anteriormente el ámbito regional es un buen laboratorio para estudiar el diferente comportamiento de cada sector en sus diferentes localizaciones territoriales dentro de un mismo país. Para analizar específicamente este comportamiento relativo expresaremos la ecuación (7) como diferencias de los logaritmos de la PTF de la industria regional respecto a la PTF de ese sector en el agregado de regiones como variable a explicar. Consecuentemente todas las variables explicativas se redefinen en términos relativos como diferencias de logaritmos respecto al valor nacional o medio<sup>30</sup>

Los resultados de la estimación (SYS-GMM estimator) se presentan en el cuadro 8 y como puede observarse en la parte superior de dicho cuadro, el estimador es consistente ya que se acepta la validez de las condiciones de ortogonalidad (Hansen test) y la existencia de no autocorrelación de los residuos (AR(1) and AR(2) test).

En el cuadro 8 se presentan en la primera columna<sup>31</sup> para el periodo considerado valores de los coeficientes contemporáneos positivos y significativos para la especialización y negativos para la diversificación relativa. Este resultado es coherente con el que se obtuvo en niveles absolutos. Es decir el crecimiento de la PTF en las industrias regionales relativo al comportamiento general de ese sector se ve favorecido por la especialización regional en ese sector y no por el comportamiento relativo de la diversificación. El coeficiente de la variable endógena desfasada es también de nuevo significativo, muy cercano a la unidad y también deja de ser significativo con un desfase de dos o más periodos. También se obtiene un resultado semejante respecto al papel desempeñado por el capital humano: su influencia sobre el crecimiento relativo de la PTF es positivo y significativo también cuando se consideran las diferencias en los niveles de formación regionales. Sin embargo, en esta especificación, la dotación territorial relativa de infraestructuras sí muestra un efecto contemporáneo positivo y significativo. Es el único resultado sobre los efectos a corto plazo en que se manifiesta una diferencia según que la ecuación (7) se exprese en valores absolutos o relativos al sector.

A largo plazo las diferencias son más relevantes. En la segunda columna del cuadro 8 se recogen los efectos a largo plazo sobre el comportamiento relativo de las industrias regionales respecto a la norma general en España. En primer lugar, la PTF de un sector crecerá más que la media a largo plazo en aquella región que intensifique más su especialización en él. En segundo lugar, el diferente comportamiento regional de las PTF sectoriales está a largo plazo muy influido por el mayor dinamismo territorial relativo de la formación de la fuerza de trabajo.

---

<sup>30</sup> Solamente la variable que aproxima la especialización sigue siendo la misma dado que se define como la especialización de una región en una industria respecto a esa industria en la nación. En el cuadro 8 están expresadas las variables explicativas tal y como se han aproximado.

<sup>31</sup> En lo que sigue nos limitamos a presentar los resultados referentes a PTFC. Respecto a las variables explicativas no consideramos el tamaño dado que por su manera de aproximarse  $\ln(Y_j - Y_{ij})$  las diferencias respecto al sector dejan la variable carente de sentido.

**Table 8. Estimation Results by Sample Period: 1995-2008**

Dependent variable: $Ln PTFC_{ij} - LnASEC_i$		Two-step SYSTEM-GMM Estimator	
N.obs: 1870			Largo Plazo
Time Dummies			
Hansen test [0.128]			
AR(1) test [0.000]		[1]	[2]
AR(2) test [0.873]			
$Ln PTFC_{ij} - Ln ASEC_i$	t-1	0.967*** (0.086)	
	t-2	0.038 (0.082)	
	t-3	-0.038 (0.033)	
	T	-0.378*** (0.096)	-0.197 [0.472]
$Divdif = -\ln \left[ \frac{\sum_{i=1}^{19} \left( \frac{Y_{ij,t}}{Y_{j,t}} \right)^2}{\sum_{i=1}^{19} \left( \frac{Y_{iN,t}}{Y_{N,t}} \right)^2} \right]$	t-1	0.558*** (0.128)	
	t-2	-0.154 (0.116)	
	t-3	-0.031 (0.059)	
	T	0.656*** (0.041)	0.167** [0.036]
$Ln Esp = Ln \left( \frac{Y_{ij,t} / Y_{j,t}}{Y_{iN,t} / Y_{N,t}} \right)$	t-1	-0.648*** (0.092)	
	t-2	-0.052 (0.064)	
	t-3	0.049** (0.027)	
	T	0.226* (0.136)	2.682** [0.035]
$Ln HUM_j - Ln HUM_N$	t-1	-0.219 (0.170)	
	t-2	-0.139 (0.157)	
	t-3	0.222** (0.115)	
	T	0.314* (0.174)	-0.013 [0.938]
$Ln INF_j - Ln INF_N$	t-1	-0.569* (0.317)	
	t-2	0.389** (0.204)	
	t-3	-0.135 (0.088)	
	T	-0.045 (0.040)	0.064 [0.506]
$Ln TEC_j - Ln TEC_N$	t-1	0.098 (0.082)	
	t-2	-0.090 (0.075)	
	t-3	0.040 (0.043)	
	T	-0.045 (0.040)	0.064 [0.506]

**Nota cuadro 8 (columna 1):** Se presentan entre paréntesis los errores estándar ajustados (Windmeijer, 2005). \* 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. **Nota para la columna 2:** Entre paréntesis se presentan los *p-values* de la significatividad de los coeficientes. La hipótesis nula es  $H_0 : \lambda_{LP} = 0$

## 6. Conclusiones y recomendaciones de política económica.

En este trabajo se ha considerado la importancia de tener en cuenta la dimensión temporal para abordar los determinantes de la PTF en las industrias regionales de la economía española entre 1995 y 2008. 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 este periodo se observa un comportamiento muy negativo de la PTF en la economía española y bastante peor que el que se produjo en países de similar nivel de desarrollo. El problema de competitividad y productividad en España se produce de manera general en los sectores y también en las regiones, aunque hay pequeñas diferencias regionales en la tasa de crecimiento de la PTF de cada rama productiva individual. En este trabajo se analiza la evolución de la PTF en la dimensión sectorial/regional.

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, 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, como si en la estimación se utilizan las variables en términos absolutos o también en relativos respecto a la norma nacional.

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.

A largo plazo, a pesar de que el comportamiento de la PTF de cada sector no es idéntico en cada localización, la dinámica de la PTF en cada industria-regional viene principalmente determinada por la dinámica general de la PTF en esa industria. Además, la PTF de un sector crecerá más que la media a largo plazo en aquella región que intensifique más la especialización en él y que apueste más por mejorar los niveles relativos de capital humano.

No se aprecia que la política económica más determinante para estimular la dinámica de la PTF deba consistir en modificar el modelo de producción- al margen de la necesaria reducción del sector de la construcción en España- si por ello se entiende exclusivamente el cambio de actividades productivas. De nada servirá que nuestra estructura sectorial productiva se parezca cada vez más a las de países más avanzados si en todas las ramas somos menos eficientes. Es además natural que dentro de un país las regiones se especialicen. Cada región debería mejorar e intensificar su actividad en aquellos sectores en los que muestra una ventaja adquirida, que en general suele ser en las que históricamente se ha especializado. 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. Sí se aprecian razones para mejorar el sistema educativo, de formación y de cualificación de la fuerza de trabajo en todas las regiones y actividades.

## 7. Referencias Bibliográficas.

- Adamson, D.W., D.E. Clark and M.D. Partridge (2004): "Do Urban Agglomeration effects and household amenities have a skill bias?", *Journal of Regional Science*, 44, 201-223
- 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.
- Arthur, B. (1986): "Industry location patterns and the importance of history", Stanford University, CEPR N° 84.
- Ascari, G. and V. Di Cosmo (2004): "Determinants of Total Factor Productivity in the Italian Regions", mimeo.
- Aschauer, D.A. (1989): "Is public expenditure productive?", *Journal of Monetary Economics*, 23, Marzo, 177-200.

- Barro, R. (1990): "Economic growth in a cross section of countries", *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Beaudry, C. and A. Schifffaurova (2009): "Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate". *Research Policy*, 38, 318-337.
- Bernard, A. and 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 and 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 and 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.
- Blundell, R., S. Bond and F. Windmeijer (2000): "Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator", *IFS Working Paper* 00/12.
- Brülhart M. and N.A. Mathys (2008): "Sectoral agglomeration economies in a panel of European Regions", *Regional Science and Urban Economics*, 38, 348-362.
- Callejón, M. and Costa, M.T. (1995): "Economías externas y localización de las actividades industriales", *Economía Industrial*, 305, 75-86.
- Callejón, M. and 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. and R. Hall (1996): "Productivity and the density of economic activity", *American Economic Review*, 86, 54-70.
- Cingano, F. and 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., G. Duranton, L. Gobillon and S. Roux (2010): "Estimating agglomeration economies with history, geology, and worker effects" in *Agglomeration Economies*, Edward Glaeser (Ed.). The University of Chicago Press.
- Combes, P. P., T. Magnac and J.M. Robin (2004): "The dynamics of local employment in France", *Journal of Urban Economics*, 56(2), 217-243.
- Combes, P. P. and 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 and A. Goicolea (1996): "Externalities and industrial growth: Spain 1978-1992", *FEDEA*. Documentos de trabajo 96.14.
- De Lucio, J.J., J.A. Herce and 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 (2011): "Total Factor Productivity, Intangible Assets and Spatial Dependence in the European Regions" *Regional Studies*, PP 1-16.
- Di Addario, S. and 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 (2010): Crecimiento del empleo regional: un enfoque dinámico". Ministerio de Economía y Hacienda. DGP, D-2010-07.
- Esteban, L., J.M. Hernández and L. Lanaspá (2001): "Patrones de localización de la producción y efectividad de la política industrial", *Economía Industrial*, 342, 163-174.
- Fisher, M. T. Scherngell and 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, and A. Shleifer (1992): "Growth in cities", *Journal of Political Economy*, 100 (6), 1126-1152.
- Graham D., P. Melo, P. Jiwattanakulpaisarn and 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., A. Kundoro and M. Turner (1995): "Industrial development in cities", *Journal of Political Economy*, 103(5), 1067-1090.
- Heuermann, Daniel F. (2009): "Human capital externalities in Western Germany", IAAEG discussion paper series, No. 03/2009, <http://hdl.handle.net/10419/51389>.

- Hulten, CH. R. (2001): "Total factor productivity. A short biography", NBER WP. N° 7471.
- Jacobs, B., R. Nahuys and 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 and 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. and R. Paci (2010): "The effects of public capital on the productivity of the Italian regions", *Applied Economics*, 42, 989-1002.
- Marrocu E., R. Paci and M. Pontis (2011): "Intangible capital and firms' productivity". *Industrial and Corporate Change*, pp. 1-26 doi:10.1093/icc/dtr042
- Marrocu E. , R. Paci y S. Usai (2011): "Productivity growth in the old and the new Europe: the role of agglomeration externalities", Paper provided by [ERSA conference papers](#) with number ersa11p200
- Mas, M. F. Pérez, L. Serrano, E. Uriel and A. Soler (2008): *Capital Humano. Metodología y series históricas 1964-2007*, IVIE y Fundación Bancaja, Valencia
- Melo P.C., D.J. Graham and R.B. Noland (2009): "A meta-analysis of estimates of urban agglomeration economies" *Regional Science and Urban Economics*, 39, 332-342.
- 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. and A. Schwartz (1996): "State infrastructure and productive performance", *The American Economic Review*, 1095-1111.
- O'Mahony, M and M.P. Timmer (2009): "Output, Input and Productivity Measures at the Industry Level: the EU KLEMS data base" *Economic Journal*, 119 (538) pp.F374-F403.
- 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 and H.Löf (2009): "Technical change and total factor productivity growth for Swedish manufacturing and service industries". CESIS, Electronic WP Series, N° 193.
- Olley, S. and A. Pakes (1996): "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica*, 64, 1263-1297.
- 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 (2008): "Agglomeration economies, spatial dependence and local industry growth", *Revue d'Économie Industrielle*, 123, pp. 87-109.
- 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.
- The Conference Board Total Economy Database, September 2010*, <http://www.conference-board.org/data/economydatabase/>
- Usai, S. y R. Paci (2003): "Externalities and local economic growth in manufacturing industries", in *European Regional Growth*, Fingleton B. (ed.). Berlin:Springer-Verlag.
- 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.