

Infraestructura de Transporte, Potencial de Mercado y Localización de la Actividad Económica

España, 1977-2008

Adriana K. Ruiz M.

Abstract: En el presente trabajo se analizan los efectos de las inversiones en infraestructura viaria en la localización de la actividad económica a nivel de provincias. Con datos agregados para el período 1977-2008, se especifica una función en la cual las decisiones de inversión en equipos y maquinarias dependen del potencial de mercado, PIB, diversificación económica, costes laborales unitarios y años medios de estudios. En particular, la variable de interés, potencial de mercado es un índice de accesibilidad que permite vincular las oportunidades del mercado con las características de la red viaria. La estimación del modelo de localización con efectos fijos temporales y de provincias mediante PCSE corrige la matriz de varianzas y covarianzas por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial. Mientras que la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo permite estimar por Dynamic Ordinary Least Square (DOLS) y, de este modo, tener en cuenta el potencial sesgo de endogeneidad. Los resultados de la estimación indican que las elasticidades de largo plazo de la inversión en equipos y maquinarias con respecto al potencial de mercado, PIB y años medios de estudios son, en promedio, 0.9, 0.75 y 0.80, respectivamente. Para evaluar correctamente el impacto final de una mejora en las infraestructuras de transporte sobre la economía se demuestra la importancia de incorporar los efectos de *feedback*. En este sentido, la investigación sugiere definir un sistema de ecuaciones. En concreto, se obtuvo que el impacto total de una reducción del tiempo de viaje en un 10% sobre el PIB y el stock de capital es, en promedio, un 50% superior si se consideran los efectos de retroalimentación entre las variables. Con el sistema de ecuaciones se obtiene que las elasticidades de la inversión en equipos y maquinarias, stock de capital y PIB con respecto al tiempo de viaje son, en promedio, 1.18, 0.34 y 0.12, respectivamente. El análisis de los efectos distributivos nos permite concluir que, en general, la política de inversión en infraestructura viaria ha sido ligeramente distributiva. Asimismo, se evalúan los efectos de eficiencia y se concluye que los mejores resultados económicos se logran cuando la política de inversión en infraestructura viaria se realiza conectando a todo el territorio nacional, sin discriminar entre provincias más o menos ricas.

Keywords: firm location, economic geography, regional transportation, market potential, feedback effects

Clasificación Código JEL: R30, R12, R4

Adriana Karina Ruiz Marín

Departamento de Economía Aplicada. Edificio B. Universidad Autónoma de Barcelona. 08193 Bellaterra. Barcelona, España

Teléfono: +34 93 5814571

Fax: +34 93 5812292

e-mail: AdrianaKarina.Ruiz@uab.cat / adrianaruiz2005@gmail.com

1. INTRODUCCIÓN

Entre 1970 y 2008, en España se han emprendido ambiciosos planes de inversión dirigidos a mejorar la red de infraestructura viaria, parte de ellos impulsados y financiados por fondos de la Unión Europea. De este modo, bajo los diferentes planes de inversión en infraestructura de transporte, tales como, el Plan Nacional de Carreteras (1984-1993), el Plan Director de Infraestructuras (1993-2007) y Plan Estratégico de Infraestructura y Transporte (PEIT) aprobado en 2005, se han construido un importante número de kilómetros de vías de alta capacidad, con la finalidad básica de mejorar la distribución territorial de estas infraestructuras entre las provincias españolas y reducir los tiempos de viaje en largos recorridos. Como consecuencia de estas actuaciones, actualmente, el país cuenta con un moderno sistema de infraestructura viaria que conecta a las diferentes provincias y que comprende un total de 15105 km de autopistas, autovías y vías de doble calzada, ubicándose en el año 2008, en el primer lugar entre los países de la Unión Europea con más kilómetros de autopistas.

En este sentido, la literatura indica que las regiones que cuentan con buenas vías de comunicación atraen a más empresas, porque ello representa menores costes de transporte, mayor productividad y más oportunidades de acceder a otros mercados. Por esta razón, las autoridades públicas en su búsqueda de atraer inversión privada hacia las regiones, especialmente, las más rezagadas, suelen utilizar la política de transporte para influir en las decisiones de localización de la actividad económica y, de esta forma, generar nuevos puestos de trabajo e incrementar la productividad de las empresas locales.

Basándonos en estas consideraciones, es importante proporcionar evidencia empírica sobre la efectividad de las inversiones en transporte en las decisiones de localización de las empresas, ya que ello puede representar un ingrediente clave en el diseño de políticas públicas eficientes y eficaces. En este sentido, el objetivo de la investigación apunta a estimar el efecto que han tenido las mejoras en la red de infraestructura viaria sobre las decisiones de localización de las inversiones en España durante 1977-2008. La principal contribución de la investigación a la literatura es la aplicación de una metodología para calcular los efectos finales de las inversiones en infraestructura de transporte sobre la economía, que consiste en definir un sistema de ecuaciones que incluye los efectos de *feedback* entre las variables implicadas.

A continuación, se exponen los fundamentos teóricos y las principales conclusiones de la literatura empírica sobre la localización de la actividad económica.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA “LA LOCALIZACIÓN DE LA ACTIVIDAD ECONÓMICA”

Teoría y Evidencia Empírica

Desde los primeros planteamientos de la teoría de la localización bajo los modelos clásicos y neoclásicos hasta los más recientes desarrollos de la Nueva Geografía Económica (NGE), los costes de transporte han jugado un papel central en la derivación de los fundamentos que explican la distribución de la actividad económica dentro de un territorio.

A principios del siglo XX, con los trabajos de Alfred Weber y las siguientes extensiones planteadas por Leon Moses, Walter Isard, Edgar Hoover, entre otros, se abre paso la teoría sobre la localización de la actividad económica. Bajo los supuestos de agentes económicos racionales e información perfecta, se define la localización óptima en términos de la minimización de los costes de transporte (McCann, 2001; Dawkins, 2003). Más recientemente, a partir del trabajo de Krugman (1991) y el surgimiento de la NGE, vuelve a ponerse especial énfasis en los costes de transporte para entender la dinámica de la localización de la actividad económica y sus efectos sobre la desigual distribución espacial de la producción, el empleo y el ingreso (Puga, 2008; Lafourcade y Thisse, 2008).

Como explica Redding (2009), en la NGE las decisiones de localización se determinan por la tensión entre dos fuerzas, una fuerza de aglomeración que lleva a la concentración de la actividad económica dentro de un territorio, y otra fuerza de dispersión que conduce a una más equitativa distribución de la misma; siendo los costes de transporte los que determinan el balance entre ambas fuerzas. De este modo, las fuerzas de aglomeración están determinadas por los rendimientos crecientes de escala, la preferencia por la variedad y los costes de transporte que incentivan a los agentes económicos a concentrarse en una misma área geográfica. Mientras que las fuerzas de dispersión surgen de la competencia entre las empresas del mercado y de la inmovilidad de los factores de producción y de las “*amenities*”, los cuales, junto con los costes de transporte, proporcionan incentivos a desconcentrar la producción. En consecuencia, variaciones en los costes de transporte inducen a cambios endógenos en la distribución espacial de la actividad económica. A las fuerzas que son inherentes al funcionamiento del mercado y que son capaces de causar un desarrollo desigual entre regiones son denominadas fuerzas de segunda naturaleza. En contraste, las fuerzas de primera naturaleza son dadas por factores tales como la dotación de recursos naturales, condiciones climáticas y cercanía a medios naturales de comunicación.

Por estas razones, las infraestructuras de transporte han sido ampliamente consideradas en los modelos de localización de la actividad económica tanto desde la perspectiva de la teoría de localización tradicional como desde la NGE. En este sentido, las inversiones en infraestructuras de transporte pueden generar ahorros en los costes de transportar *inputs* y *outputs* y pueden, a su vez, aumentar las oportunidades de acceso a otros mercados (accesibilidad). Por ello, Combes et al., (2008), Ottaviano (2008) y Puga (2008) sostienen que, para los inversionistas, la atracción de una localización depende tanto del tamaño relativo de su mercado, como de la capacidad y calidad de su red de transporte para conectar áreas. Ambas dimensiones pueden ser captadas a través del potencial de mercado de una región. En efecto, el potencial de mercado es un índice de accesibilidad propuesto por Harris (1954) que puede ser interpretado como el volumen de la actividad económica al cual una región puede acceder luego de considerar los costes de la distancia. Para una región *i*, el potencial de mercado se calcula como:

$$PM_i = \sum_j \frac{M_j}{d_{ij}^\alpha} \quad (1)$$

Donde M_j es una medida del volumen del mercado del destino *j*, puede ser aproximada utilizando la población (Holl, 2011), el empleo (Graham, 2007) o el PIB regional (Crozet, et al 2004); d_{ij}^α es la distancia entre las dos regiones (proxy de los costes de transporte); el parámetro de decaimiento, α , se supone mayor a cero y refleja el efecto de la región *j* sobre el potencial de la región *i* según sea la distancia que las separa. Si $\alpha=1$ el efecto de la región *j* sobre el potencial de *i* es inversamente proporcional a la distancia entre ellas; si $\alpha > 1$ las interacciones entre las regiones más cercanas tienen una mayor importancia que las que están más alejadas. Aunque hallar el valor de α es una cuestión empírica según la actividad considerada y la naturaleza y magnitud de los costes de transporte (Holl, 2007; Graham, et. al 2009), la literatura con frecuencia supone $\alpha=1$, entre ellos, Gutiérrez (2001); Holl, (2011); Graham (2007); y Combes, et al (2011).

La literatura sugiere un efecto positivo del potencial de mercado sobre la localización de la actividad económica. En este sentido, Head y Mayer (2004a) estiman un modelo de localización para empresas japonesas ubicadas en varios países europeos durante 1984 y 1995, concluyen que el potencial de mercado ha tenido un papel importante en las decisiones de localización de dichas empresas. Por su parte, Holl (2004a) obtiene que las mejoras en las infraestructuras viarias españolas experimentadas entre 1980 y 1994 (medido a través del potencial de mercado)

influyeron en los planes de localización de las plantas manufactureras. Combes, et al (2011) analiza la evolución de la distribución espacial de la actividad económica en Francia en varios puntos del tiempo (1860, 1896, 1930, 1982, 2000) encuentra que en el período 1860-1930 el principal determinante fue el potencial de mercado pero que, con la caída de los costes de transporte en las últimas décadas, su importancia se vio reducida al pasar de los años.

Aparte de las infraestructuras de transporte, la literatura también destaca otros determinantes neoclásicos de la localización de la actividad económica que influyen en los beneficios y en los costes de las empresas, tales como, las economías de aglomeración y las condiciones del mercado laboral (Arauzo-Carod, et al, 2009).

A este respecto, las economías de aglomeración también han sido extensamente documentadas como uno de los más importantes determinantes de las decisiones de localización de la producción. La noción básica es que la cercanía entre empresas genera beneficios que mejoran su desempeño económico, lo cual se traduce en una mayor productividad, inversión y crecimiento regional (Ciccone and Hall, 1996; Rosenthal y Strange, 2001). Por lo tanto, se espera que las economías de aglomeración sean un factor que atraiga empresas e inversiones hacia las regiones. Smith y Florida (1994), Brown et al (2009), Escribá (2011), Guimaraes et al (2000) y Head y Mayer (2004a) aportan evidencia sobre ello.

Adicionalmente, la literatura empírica ha encontrado evidencia significativa sobre la relación entre las condiciones del mercado laboral y el patrón espacial de localización de la actividad económica, para el análisis suelen considerarse variables que capten características del capital humano (años medios de estudios, porcentaje de la población con cierto grado de instrucción, etc.) y de los costes laborales de las regiones (salario promedio por trabajador, costes laborales unitarios). En este sentido, una mayor disponibilidad de capital humano está relacionada con una mayor productividad, la adopción de tecnologías intensivas en capital y la acumulación de capital privado (Escribá y Murgui, 2011). Por lo tanto, se espera que sea un factor que atraiga inversiones hacia las regiones (Combes et al, 2011; Escribá y Murgui, 2008; Smith y Florida, 1994; y Broadman y Sun, 2002). Finalmente, se recomienda utilizar una medida de los costes salariales ajustada a la productividad para captar adecuadamente el impacto de los costes laborales sobre las decisiones de localización de las empresas. En este sentido, se espera que regiones con altos costes laborales alejen las inversiones (Davis y Schluter, 2005; Henderson y McNamara, 2000; Holl, 2004b; Escribá y Murgui, 2008).

En resumen, dentro del marco de la teoría de la localización y de acuerdo con la evidencia empírica hallada, los costes de transporte, tamaño del mercado, economías de aglomeración, las condiciones del mercado laboral son factores determinantes de las decisiones de localización de la actividad económica.

La Modelización de las Decisiones de Localización

La modelización econométrica sobre las decisiones de localización parte del planteamiento realizado por Carlton (1979 y 1983) quien analizó los determinantes de la localización de nuevas empresas industriales en las áreas metropolitanas de EEUU, utilizando un Modelo Logit Multinomial. Los modelos de elección discreta junto con los modelos de eventos discretos son los enfoques econométricos tradicionales en los estudios empíricos sobre las decisiones de localización. Sin embargo, como explica Arauzo-Carod et al (2009), la selección de la metodología dependen del objetivo del estudio y la disponibilidad de los datos. De este modo, con el paso del tiempo y la mayor disponibilidad de datos, diferentes enfoques, especificaciones, niveles de agregación y métodos de estimación han sido aplicados con la finalidad de estudiar el patrón de distribución de la actividad económica en diferentes partes del mundo. De esta manera, además de los modelos de elección discreta y de eventos discretos aplicados, otros análisis han sido llevados a cabo empleando modelos alternativos como Mínimos Cuadrados Ordinarios y técnicas espaciales, entre ellos, Escribá y Murgui (2008), Broadman y Sun (2002), Henderson y McNamara, (1997) y Brown et al (2009).

Por otra parte, se han utilizado diferentes unidades de análisis espacial, por ejemplo, a nivel de países (Head y Mayer, 2004b), estados (Brown et al, 2009), CCAA (Escribá y Murgui, 2008 y 2011), condados (Smith y Florida, 1994; Henderson y McNamara, 2000; Coughlin y Segev, 2000), “concelho” o municipios (Arauzo-Carod, 2005; Viladecans, 2004; Holl, 2004a, Guimaraes et al, 2000), “départements” (Combes, et al, 2011) y provincias (Broadman y Sun, 2002).

No obstante lo anterior, para captar el impacto de las inversiones en transporte, la literatura recomienda trabajar con unidades espaciales suficientemente pequeñas puesto que, generalmente, dicho impacto se concentra a nivel local. En el análisis, estamos limitados a trabajar a nivel de provincias porque las variables de interés (inversiones en equipo y maquinaria, y tiempo de viaje) no están disponibles a un nivel inferior para todo el territorio nacional. Cabe mencionar que a nivel de provincias los datos son de mejor calidad.

3. LA LOCALIZACION DE LA ACTIVIDAD ECONOMICA EN ESPAÑA

Función de Localización de la Actividad Económica

De acuerdo con la revisión de la literatura, se define la siguiente función de localización de las inversiones:

$$inversión_{it} = f(transporte_{it}, aglomeración_{it}, CH_{it}, costeslab_{it}) \quad (2)$$

Es decir que las decisiones de localización de las inversiones en la región i durante el período t ($inversión_{it}$) depende de las características de las infraestructuras de transporte ($transporte_{it}$), de las economías de aglomeración ($aglomeración_{it}$), del capital humano en la región (CH_{it}) y de sus costes laborales ($costeslab_{it}$).

Descripción de las Variables y de los Datos

Se utilizan datos de naturaleza agregada a nivel de provincias (NUTS-3) para el período 1977-2008. Con la finalidad de obtener una serie de datos homogénea y continua dentro del territorio español, se consideran 46 provincias, se excluyen la Ciudad Autónoma de Ceuta, la Ciudad Autónoma de Melilla, las provincias pertenecientes a las CC.AA. insulares (Illes Balears y Canarias) y la provincia de Guadalajara¹. Cada una de las series es representada gráficamente en el anexo 1.

Variable dependiente: $inversión_{it}$ = inversión en equipos y maquinarias

De acuerdo a la Fundación BBVA (2006), la mayor inversión en equipos y maquinarias está relacionada con actividades de mayor contenido tecnológico y, por ende, a actividades más productivas; además la mayor parte de dicha inversión es emprendida por el sector privado². Por ello, el análisis de las decisiones de inversión se centra en el agregado de inversión bruta real en equipo de transporte y en maquinaria, material de equipo y otros productos (incluye productos metálicos, maquinaria y equipo mecánico, maquinaria de oficina, equipo informático, maquinaria y equipo de comunicaciones, y software). De esta manera, la variable dependiente considera aquellos activos indispensables para la modernización de la capacidad productiva del país.

Las series de inversión en equipos y maquinarias se obtienen de la base de datos de la Fundación BBVA-IVIE³ que, a pesar de que ofrece información detallada de la estructura de la inversión en cada provincia, no permite separar la

¹ La serie de inversión en equipos y maquinarias de la provincia de Guadalajara se eliminó porque presentaba un comportamiento anómalo. Además, se observó que al excluirla los estadísticos del modelo mejoraban notablemente, con ligeras modificaciones en los coeficientes.

² De acuerdo a la Fundación BBVA, entre 1974 y 2002 la inversión pública se concentró, esencialmente, en activos de la construcción, mientras que su inversión en equipos y maquinarias fue, en promedio, menor al 30%.

³ Fundación BBVA-IVIE "El stock y los servicios del capital en España y su distribución territorial". En <http://www.ivie.es/banco/stock2.php>

inversión privada de la inversión pública, no obstante, como se mencionó, la mayor parte de la inversión en equipos y maquinarias es llevada a cabo por el sector privado. Otro inconveniente es que no es posible distinguir entre la inversión debida a la relocalización, reposición o ampliación del capital, por lo tanto, los resultados del análisis muestran los “efectos netos” de estas decisiones de inversión.

Variables explicativas: $transporte_{it}$, $aglomeración_{it}$, CH_{it} y $costeslab_{it}$

$transporte_{it}$ = potencial de mercado

El potencial de mercado capta dos factores esenciales en las decisiones de localización de las empresas, uno relacionado con el tamaño del mercado que puede ser alcanzado y el otro con la calidad de la red de infraestructura viaria. De esta forma, recoge los posibles mercados a los que se pueda tener acceso desde una región, considerando que la intensidad de las interacciones se reduce al aumentar la distancia como consecuencia de mayores costes de transporte. Se calcula de acuerdo a la definición de Harris (1954):

$$potencial_i = \sum_j \frac{PIB_j}{dist_{ij}^\alpha}, \forall i \neq j \quad (3)$$

Nótese que se trata del potencial de mercado externo, donde el volumen del mercado del destino j se aproxima mediante el producto interno bruto (PIB) real a precios de mercado de acuerdo a los datos de la Fundación BBVA.

El parámetro de decaimiento, α , refleja la tasa de caída del potencial con la distancia. La matriz de distancia⁴, $dist_{ij}$, se expresa en minutos y se calcula a partir de la ruta de mínimo tiempo entre capitales de provincias para los años 1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005 y 2007. Estos datos son estimados utilizando ArcGIS Network Analyst. La red de carretera comprende todas las vías de titularidad del Estado y las principales vías autonómicas y locales del país (autovías, autopistas y carreteras). Para construir la serie de potencial de mercado continua entre 1977 y 2008, se definieron 7 tramos para los 7 años de datos de tiempo disponibles, de la siguiente forma, año 1980 para el tramo 1977-1982; 1985 para 1983-1987, 1990 para 1988-1992, 1995 para 1993-1997, 2000 para 1998-2002, 2005 para 2003-2005 y 2007 para 2006-2008.

El potencial de mercado presenta varias ventajas frente a otras medidas que aproximan la inversión en la red viaria, la primera, es que al no depender de unidades monetarias sino del tiempo de viaje, permite captar mejor la calidad

⁴ Un muy especial agradecimiento a Javier Gutiérrez del Departamento de Geografía Humana de la Universidad Complutense de Madrid y a Ana Condeço-Melhorado del Departamento de Geografía de la Universidad de Alcalá, quienes me proporcionaron los datos de la matriz de tiempo entre provincias.

del servicio de la infraestructura y comparar de forma más fiable el stock de carreteras y autopistas entre las provincias. La segunda ventaja es desde el punto de vista econométrico y tiene que ver con que, al considerar los efectos *spillover*, evita que se obtengan estimaciones sesgadas (Combes, et al., 2008)

aglomeración_{it}: PIB y diversificación económica

PIB regional: El PIB se ha utilizado en varios estudios empíricos como una de las variables explicativas más significativas en los modelos de localización de la actividad económica (Broadman y Sun, 2002, Cieslik, 2005, Alañon y Arauzo-Carod, 2008). El PIB refleja el tamaño de la economía local y puede ser interpretado como parte de las economías de urbanización. Se espera que un mayor PIB esté relacionado positivamente con mayores inversiones hacia las provincias. El PIB es el producto interno bruto real a precios de mercado de acuerdo a los datos de la Fundación BBVA.

Diversificación económica: La diversificación económica de la provincia es calculada como la inversa del índice de Herfindahl⁵. Para calcular el índice de diversificación se utilizan datos del número de ocupados por actividad económica a 2 dígitos del CNAE, de acuerdo a la Encuesta de Población Activa del INE. Para considerar solo aquellos sectores que proporcionan servicios productivos al sector privado, se excluyeron los correspondientes a educación, sanidad, administración pública y otros servicios como los recreativos, culturales, defensa, veterinarias y similares.

Condiciones del mercado laboral: CH_{it} y $costeslab_{it}$

CH_{it} = años medios de estudios: El capital humano de la provincia se aproxima mediante los años medios de estudios de la población en edad de trabajar construido a partir de los datos del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE)⁶. Se espera que la mayor disponibilidad de capital humano dentro de una provincia atraiga más inversiones.

$costeslab_{it}$ = costes laborales unitarios (CLU): Con la finalidad de utilizar una medida de los costes laborales ajustada a la productividad se calculan los CLU, en términos reales, que capta el coste medio del trabajo por unidad de producto producido en la provincia. Para su cálculo se consideran el sector industria y servicios. Los datos sobre los

⁵ El índice de Herfindahl se calcula como:
$$Herf_i = \sum_j \left(\frac{e_{ij}}{e_i} \right)^2$$

Donde Herfi es el índice de Herfindahl para la i-ésima provincia; e_{ij} es el número de ocupados en el sector j en la provincia i; e_i es el total de ocupados en la provincia i.

⁶ En: <http://www.ivie.es/banco/capital.php>

costes laborales, asalariados, VAB real y empleo se obtienen de la base de datos del BBVA antes citada. Los CLU deberán tener un efecto negativo en las decisiones de localización de la actividad económica.

Análisis Descriptivo de los Datos

El Cuadro 1 muestra el promedio, la desviación estándar, el coeficiente de variación y los valores mínimo y máximo para cada una de las variables empleadas en el modelo, se incluye la distancia (en minutos) entre capitales de provincias.

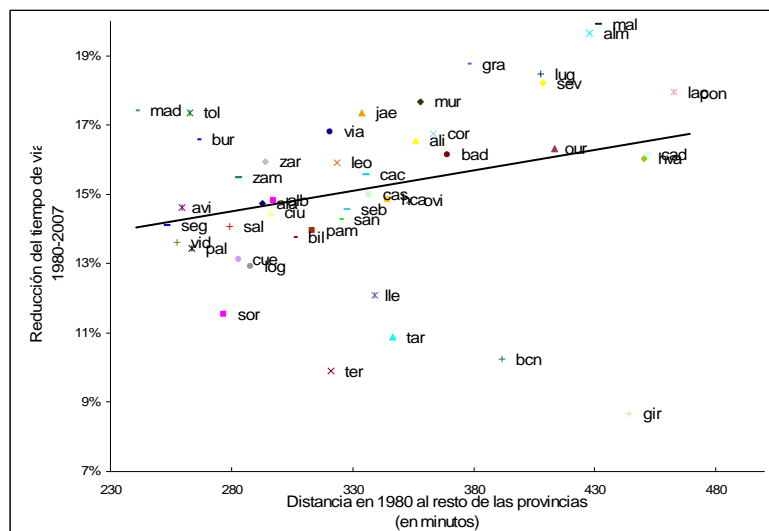
Cuadro 1 Descripción estadística de las variables

Variable	Media	Desviación Estándar	Coef. de variación	Mínimo	Máximo
<i>inversión (miles €)</i>	826435	1507830	1.82	48302	17200000
<i>potencial</i>	2354	972	0.41	867.12	6453
<i>tiempo (minutos)</i>	311.39	143	0.46	27.61	737.56
<i>PIB (millones €)</i>	11513	18966	1.65	756.76	159982
<i>diversificación</i>	18.26	4.16	0.23	8.51	33.66
<i>CLU</i>	0.45	0.21	0.46	0.08	1.01
<i>años medios de estudios</i>	8.21	1.25	0.15	5.48	11.36
Período temporal	1977-2008				
Número de años	32 años				
Número de provincias	46				
Total observaciones	1472				

Una parte de la gran volatilidad de la inversión real en equipos y maquinarias es el reflejo de las mayores fluctuaciones cíclicas que suele experimentar esta variable a lo largo del

tiempo con respecto a otras variables macroeconómicas. Durante el período de análisis, todas las provincias experimentaron un crecimiento importante de la inversión real en equipos y maquinarias; entre 1977 y 2008 la tasa de variación media anual se situó en 5%. Con respecto al PIB real, presenta un valor promedio de 11513 millones de euros, su alta variabilidad es el reflejo de la heterogeneidad presente en las provincias analizadas, en cuanto a tamaño e importancia económica dentro del país. Por otra parte, la media del potencial de mercado se ubica en 2354, con una desviación estándar de 972, su tasa de crecimiento anual promedio entre 1977 y 2008 fue de 3.3%.

Gráfica 1 Reducción del tiempo de viaje vs distancia en 1980

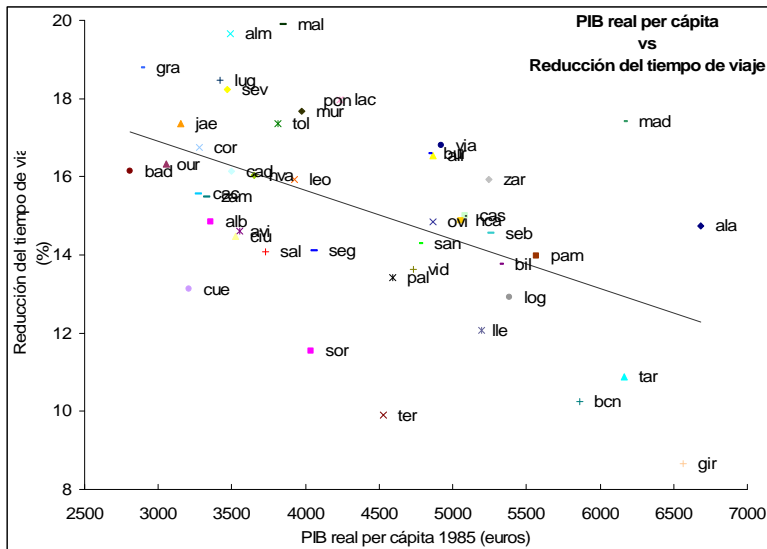


Referente a los datos de tiempo utilizados en el cálculo del potencial de mercado, muestran una media de 311 minutos, el valor mínimo es 28 min y el máximo de 738 min. De acuerdo al coeficiente de variación, su variabilidad es de 0.46. Como se muestra en la grafica 1, especialmente, aquellas provincias que en 1980 estaban más alejadas, experimentaron un

mayor acercamiento al resto de las regiones, medido como la reducción del tiempo de viaje entre 1980 y 2007, es el

caso de Málaga, Almería, A Coruña y Pontevedra. Las provincias que se vieron menos favorecidas por una reducción del tiempo de viaje fueron Girona, Barcelona, Tarragona, Lérida y Teruel. Puede notarse que no solo las más alejadas se vieron más favorecidas por la política de infraestructura de transporte sino también aquellas que en 1985 tenían menores niveles de PIB por habitante, tal como lo confirma la relación negativa entre estas variables según puede verse en la Gráfica 2. En el anexo 4 se encuentra la leyenda de las provincias.

Gráfica 2 Reducción de la distancia vs PIB per cápita 1985



Por otra parte, el valor medio de los costes laborales unitarios se ubica en 0.45 con una desviación típica de 0.21. La diversificación económica y años medios de estudios fueron las variables menos volátiles, cada una con un coeficiente de variación de 0.23 y 0.15, respectivamente. Según los datos, las provincias, en promedio, tendieron ligeramente a una mayor

diversificación de su actividad económica, mientras que aumentaron, simultáneamente, el número de años medios de estudios de la población en edad de trabajar, al pasar el promedio de 6.7 en 1978 a 10 años en 2008.

Metodología Econométrica

Especificación del Modelo: De acuerdo al criterio del valor de la función de verosimilitud, el mejor ajuste de la ecuación de localización de la inversión en equipos y maquinarias se logra con una especificación semilogarítmica con respecto a los años de estudio:

$$\lnveq_{it} = \delta + \beta_1 \lnpotencial_{it-1} + \beta_2 \lnpib_{it-1} + \beta_3 \lndiver_{it-1} + \beta_4 \lnCLU_{it-1} + \beta_5 \text{estudios}_{it-1} + \gamma_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Donde el subíndice i indica la provincia y t el año. \lnveq_{it} es el logaritmo de la inversión en equipos y maquinarias; \lnpotencial_{it-1} es el logaritmo del potencial de mercado; \lnpib_{it-1} es el logaritmo del PIB; \lndiver_{it-1} es el logaritmo del índice de diversificación; estudios_{it-1} son los años medios de estudios; \lnCLU_{it-1} es el logaritmo de los CLU; δ es la constante de la regresión; γ_i y φ_t corresponden a los efectos fijos provinciales y temporales, respectivamente; ε_{it} es el término de perturbación aleatoria; β_k para $k=1,\dots,5$ son los coeficientes a estimar.

Al incorporar efectos temporales se controla por los *shocks* comunes que han afectados a todas las provincias por igual, a la vez que contribuyen a reducir el problema de correlación contemporánea en los errores del modelo.

Por otra parte, al incluir los efectos fijos de provincias se captan todos aquellos factores inobservables que no varían en el tiempo pero que tienen un efecto sobre las decisiones de localización de las inversiones en equipos y maquinarias, por ejemplo, las fuerzas de primera naturaleza mencionadas anteriormente (condiciones geográficas y climáticas de cada provincia).

Un aspecto a destacar es que se ha estimado solo el impacto del potencial de mercado externo, porque al utilizar efectos fijos provinciales el potencial interno queda subidentificado, ya que la distancia de la propia provincia es constante a lo largo del tiempo⁷. Además, cabe mencionar que el potencial de mercado recoge las interacciones interprovinciales y, con ello, los efectos de las externalidades debido a la existencia de las provincias vecinas, por lo tanto, toma en cuenta los efectos *spillover* y corrige el sesgo econométrico en la estimación.

Por otra parte, puede observarse que todas las variables explicativas están desfasadas un periodo, puesto que se espera que las inversiones reaccionen, no de forma contemporánea a los factores locales, sino con posterioridad⁸. Adicionalmente, al utilizar las variables desfasadas se reducen los potenciales problemas de endogeneidad de los regresores. En particular, se sabe que el PIB contiene la inversión por definición, no obstante, en el modelo la variable explicativa es el PIB desfasado ($t-1$) que al no contener la inversión del periodo t se logra reducir el problema de simultaneidad entre estas variables.

Los coeficientes β_k para $k=1, \dots, 4$ se interpretan en términos de elasticidades de largo plazo. La elasticidad de la inversión con respecto a los años medios de estudios viene dada por el producto $\beta_5 \cdot \overline{\text{estudios}_{it}}$ (promedio de años medios de estudios). Así mismo, se espera que los coeficientes β_1 , β_2 , β_3 y β_5 sean positivos y el coeficiente β_4 negativo.

Selección del Parámetro α en el Potencial de Mercado: Antes de estimar la ecuación de localización de la inversión en equipos y maquinarias es de interés hallar el valor del parámetro α , el cual refleja la tasa de decaimiento del potencial con la distancia. Para ello, nos basamos en seleccionar aquel valor de α que minimice la suma de los

⁷ La distancia dentro de la propia provincia suele aproximarse como: $dist_{it} = \frac{2}{3} \sqrt{\text{area}_i / \pi}$

⁸ Igualmente, se comprobó que esta especificación mejoraba el grado de ajuste del modelo, así como, la significatividad de los coeficientes.

residuos al cuadrado, lo que es equivalente a maximizar la función de verosimilitud (FV). Sustituyendo (3) en (4) se obtiene

$$\ln veq_{it} = \delta + \beta_1 \ln \left(\sum_j \frac{PIB_{jt-1}}{dist_{ijt-1}^\alpha} \right) + \beta_2 lpib_{it-1} + \beta_3 ldiver_{it-1} + \beta_4 lCLU_{it-1} + \beta_5 estudios_{it-1} + \gamma_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

La idea es hallar el α con el que se estimen los parámetros desconocidos de la ecuación (5), de tal manera que la probabilidad de observar la variable dependiente sea la más alta posible, para ello se debe encontrar el máximo de la FV. Al calcular la FV para distintos valores de α , el máximo se alcanza cuando $\alpha = 0.96$ (el valor de la FV es 543.95). El intervalo de confianza al 95% es [0.37, 1.87]. En consecuencia, la hipótesis que la literatura adopta de un valor unitario de α no resulta rechazada por los datos. En el anexo 3 se muestra gráficamente este resultado.

Heteroscedasticidad transversal, correlación contemporánea, correlación serial: Se aplicaron las pruebas de la razón de verosimilitud y la modificada de Wald sobre homocedasticidad en los errores; asimismo, la prueba de Fries sobre correlación contemporánea y la prueba de correlación serial propuesta por Wooldridge, con las cuales, a los niveles usuales de significatividad, se comprobó la existencia de heteroscedasticidad transversal, correlación contemporánea y autocorrelación en los errores del modelo. Ante esta situación, los estimadores MCO son consistentes, pero no eficientes. A la vez, se estima erróneamente la matriz de varianzas y covarianzas de los coeficientes estimados, lo que invalida la inferencia. Por lo tanto, para controlar por estos problemas, se estima mediante Errores Estándar Corregidos para Panel (Panel Corrected Standard Errors, PCSE), metodología propuesta por Beck y Katz (1995) que consiste en utilizar la estimación MCO de los coeficientes del modelo y corregir los errores estándar de manera que expresen la verdadera variabilidad de los estimadores. De este modo, se obtiene en la estimación la matriz de varianzas y covarianzas corregida por heteroscedasticidad transversal, correlación contemporánea y correlación serial.

Hipótesis de Exogeneidad: En el ámbito del análisis de la localización de la actividad económica, como se plantea en el modelo (4), podría pensarse en una doble causalidad entre la inversión en equipos y maquinarias y el PIB, las economías de aglomeración y la inversión pública. La bi-direccionalidad entre la variable dependiente y las variables explicativas del modelo econométrico genera un sesgo de simultaneidad en la estimación por MCO. En este sentido, cabe preguntarse hasta qué punto el sesgo de endogeneidad distorsiona los resultados de la estimación por MCO en el modelo planteado.

En la literatura sobre paneles no estacionarios, FM-OLS (*Fully-Modified Ordinary Least Square*) y DOLS (*Dynamic Ordinary Least Square*) son dos conocidos enfoques utilizados para corregir el sesgo de endogeneidad de los regresores en paneles cointegrados. Kao y Chiang (2000) recomiendan la aplicación de DOLS puesto que, de acuerdo a sus simulaciones, en muestras finitas los estimadores DOLS superan a los estimadores FM-OLS. Su propuesta es eliminar el sesgo MCO de la ecuación con los valores pasados y futuros de las primeras diferencias de todas las variables explicativas. Con la finalidad de confirmar la aplicabilidad del enfoque DOLS al modelo (4) primero se debe analizar el comportamiento no estacionario y la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo.

Análisis de Estacionariedad: Para constatar que las variables no siguen un proceso estacionario primero se examina visualmente cada una de las series, la representación gráfica de las mismas se muestra en el anexo 1, se puede observar que diversificación económica es la única variable que genera cierta duda al respecto. Adicionalmente, se aplican diferentes pruebas de raíz unitaria para panel, los resultados para las series en niveles y en primeras diferencias pueden observarse en el anexo 2. Del análisis se concluye que las variables inversión de equipos y maquinarias, potencial de mercado, PIB, diversificación económica, años medios de estudios y CLU son integradas de orden uno.

Análisis de Cointegración: Las pruebas de cointegración para panel permiten comprobar si el proceso que sigue el término de perturbaciones es estacionario. Al aplicar la prueba de cointegración residual de Kao a las variables de la ecuación (4) se obtiene un estadístico de -8.58 (p-valor 0.0000), por tanto, existe suficiente evidencia empírica para rechazar la hipótesis nula de no cointegración a un nivel de significación próximo a cero.

Por consiguiente, se puede afirmar que el potencial de mercado, PIB, diversificación económica, años medios de estudios y costes laborales unitarios son variables válidas para explicar el comportamiento de la inversión en equipos y maquinarias en el largo plazo. Establecida la relación de cointegración en el modelo (4), puede ahora estimarse eficientemente los parámetros de largo plazo mediante DOLS.

Estimación del Modelo

Siguiendo las especificaciones del apartado anterior, se estima la ecuación (4) por MCO, PCSE y DOLS, en el Cuadro 2 se muestran los resultados. PCSE corrige la estimación de la matriz de varianzas y covarianzas por

heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial, suponiendo un coeficiente ρ autoregresivo - AR(1)- común para todo el panel, tal como sugieren Beck y Katz (1995). Para corregir por el sesgo de endogeneidad, se estima mediante DOLS - DOLS(1,1) - la selección de los desfases y adelantos se hizo de acuerdo al Criterio de Información Schwarz.

Cuadro 2 Resultados de la estimación

variable dependiente: linversión_{it}

	MCO	PCSE ^a	DOLS(1,1) ^a	MCO	PCSE ^a	DOLS(1,1) ^a
<i>constante</i>	-3.001** (-2.24)	-1.625 (-0.81)	-2.363 (-1.11)	-3.207** (-2.40)	-1.291 (-0.64)	-2.913 (-1.33)
<i>lpotencial_{it-1}</i>	1.1091*** (6.3495)	0.9854*** (3.8186)	1.0836*** (4.0179)	1.009*** (5.83)	0.903*** (3.56)	1.000*** (3.72)
<i>lpib_{it-1}</i>	0.7149*** (7.9961)	0.674*** (4.6254)	0.6863*** (4.5737)	0.840*** (9.91)	0.752*** (5.15)	0.841*** (5.68)
<i>ldiversidad_{it-1}</i>	-0.0747* (-1.8228)	0.0667* (1.8047)	-0.0655 (-1.1364)			
<i>estudios_{it-1}</i>	0.154*** (6.333)	0.0928** (3.1048)	0.109** (3.025)	0.153*** (6.27)	0.098*** (3.33)	0.110*** (3.04)
<i>lclu_{it-1}</i>	-0.5193*** (-3.8698)	-0.3673** (-1.9594)	-0.5877** (-2.7932)			
<i>Efectos fijos temporales</i>	<i>si</i>	<i>si</i>	<i>si</i>	<i>si</i>	<i>si</i>	<i>si</i>
<i>Efectos fijos provinciales</i>	<i>si</i>	<i>si</i>	<i>si</i>	<i>si</i>	<i>si</i>	<i>si</i>
<i>R2</i>	0.971	0.980	0.981	0.971	0.980	0.981
<i>Suma de los residuos al cuadrado</i>	38.933	24.001	22.278	39.523	24.091	22.699
<i>Error estándar de la regresión</i>	0.170	0.134	0.134	0.171	0.134	0.135
<i>Provincias (N)</i>	46	46	46	46	46	46
<i>Años (T)</i>	32	32	32	32	32	32
<i>Total observaciones</i>	1426	1426	1334	1426	1426	1334

Nota: Entre paréntesis estadístico t. DOLS(1,1) incluye un desfase y un adelanto.

(a) Errores estándar corregidos por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial con común AR(1).

*Valores significativos al 1%, 5% y 10% indicados con ***, **, *, respectivamente.*

Es posible notar que al corregir por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial se reduce notablemente el nivel de significación de los coeficientes, lo cual es un claro indicio de que dicha corrección debe ser aplicada al modelo. Además, puede observarse que los coeficientes del potencial de mercado, PIB, años medios de estudios y CLU tienen los signos esperados y son significativos a un nivel del 5%, no sucede así con el coeficiente de diversificación económica, que al estimar mediante DOLS deja de ser significativo y con el signo contrario al esperado. Por otra parte, los estimadores DOLS con el cual se corrige el problema de endogeneidad de los regresores son muy similares a los estimadores obtenidos por MCO y PCSE, a excepción del coeficiente de los CLU que muestra una mayor variabilidad y una reducción de su nivel de significación.

Se estima nuevamente la ecuación (4) sin considerar las dos variables cuyos coeficientes estimados muestran un comportamiento poco estable, diversificación económica y CLU, los resultados se muestran en el lado derecho del Cuadro 2. Puede observarse que todos los coeficientes tienen el signo esperado y son estadísticamente

significativos a un nivel de 1%. Asimismo, los coeficientes de la estimación por DOLS son muy similares a los obtenidos por MCO robustos a heteroscedasticidad, correlación contemporánea y autocorrelación. Por lo tanto, queda claro que la estimación por MCO mediante PCSE arroja estimadores consistentes para la relación de largo plazo entre la variable dependiente inversión en equipos y maquinarias, y los regresores potencial de mercado, PIB y años medios de estudios. Especialmente, destacar la estabilidad del coeficiente de la variable de interés, potencial de mercado, y su significatividad aún en presencia de los efectos fijos de provincias y temporales.

De este modo, la elasticidad de largo plazo de la inversión en equipos y maquinarias con respecto al potencial de mercado es próxima a la unidad. En otras palabras, un incremento de 1% en el potencial de mercado aumenta la inversión en equipos y maquinarias en 0.9%, en promedio, manteniendo el resto de las variables constantes. Por otra parte, las elasticidades de largo plazo con respecto al PIB y a los años medios de estudio son, en promedio, 0.75 y 0.80, respectivamente.

4. EVALUACIÓN DE POLÍTICAS DE INVERSIÓN EN INFRAESTRUCTURAS DE TRANSPORTE

Para evaluar correctamente el impacto final de una mejora en las infraestructuras de transporte sobre la economía se sugiere definir un sistema de ecuaciones en donde se incorporen las diferentes interacciones entre las variables consideradas, como se verá más adelante, ello tendrá importantes implicaciones en el cálculo de los efectos finales de las inversiones en infraestructura de transporte. Adicionalmente, en las discusiones sobre desarrollo regional y políticas públicas siempre emerge el debate sobre eficiencia económica y equidad de las políticas de infraestructuras de transporte que afectan, muy especialmente, a las regiones rezagadas. En este sentido, la contribución del presente trabajo consiste en evaluar los efectos distributivos y de eficiencia de la inversión en infraestructura viaria llevada a cabo en España en los 32 años comprendidos entre 1977 y 2008.

Análisis de los Efectos de *Feedback* en el Modelo

Ecuación de inversión: De acuerdo a la ecuación de localización de la inversión en equipos y maquinarias estimada:

$$linveq_{it} = -1.291 + 0.903lpotencial_{it-1} + 0.752lpib_{it-1} + 0.098estudios_{it-1} + \hat{\gamma}_i + \hat{\phi}_t \quad (8)$$

Donde $\hat{\gamma}_i$ y $\hat{\phi}_t$ son los efectos provinciales y temporales estimados, respectivamente; no reportados aquí por cuestión de espacio.

Ecuación de potencial de mercado:

$$potencial_{it} = \sum_j \frac{PIB_{jt}}{dist_{jt}}, \forall i \neq j$$

Ecuación de producción agregada: La aproximación comúnmente utilizada en la literatura empírica para estimar una función de producción agregada es suponer que la tecnología subyacente es del tipo Cobb-Douglas (Mas y Maudos, 2004). Al suponer rendimientos constantes a escala, la misma se expresa como:

$$PIB_{it} = A_{it} empleo_{it}^{\theta_L} capital_{it}^{1-\theta_L} \quad (9)$$

Donde $empleo_{it}$ es el nivel de empleo total, $capital_{it}$ es el stock de capital físico y A_{it} es una medida que recoge el progreso tecnológico y que depende de factores fijos inobservables propios de cada provincia (λ_i), de elementos diferentes en el tiempo y comunes a todas las provincias (η_t) y de la perturbación aleatoria, w_{it} , por lo tanto, $A_{it} = \exp(\lambda_i + \eta_t + w_{it})$. θ_L y $(1-\theta_L)$ son las proporciones de la renta salarial y de la renta del capital sobre la renta total, respectivamente. Bajo competencia perfecta y rendimientos constantes a escala, la participación de las rentas del trabajo en las rentas totales debe ubicarse entre 0.60 y 0.70 y las del capital entre 0.30 y 0.40 (De la Fuente, 2010; Sala-i-Martin, 2000). Tomando logaritmo y suponiendo $\theta_L=0.65$,

$$\ln(PIB_{it}) = 0.65 \ln(empleo_{it}) + 0.35 \ln(capital_{it}) + \ln(\hat{A}_{it}) \quad (10)$$

Donde, \hat{A}_{it} se puede calcular como:

$$\hat{A}_{it} = \frac{PIB_{it}}{empleo_{it}^{0.65} capital_{it}^{0.35}}, \text{ donde } \hat{A}_{it} = \exp(\hat{\lambda}_i + \hat{\eta}_t + \hat{w}_{it})$$

Ecuación del stock de capital físico: Se define a partir de de la noción de inventario permanente, es decir,

$$capital_{it} = capital_{it-1} - \delta_t capital_{it-1} + invertotal_{it} \Rightarrow \Delta capital_{it} = invertotal_{it} - \delta_t capital_{it-1}$$

Donde, $capital_{it}$ e $invertotal_{it}$ son el stock de capital total y la inversión bruta total, respectivamente, δ_t la tasa de depreciación para el período t. En equilibrio, la solución estática a la que tiende el modelo viene dada por

$$capital_{it} = capital_{it-1} = \overline{capital}$$

Por lo tanto, $capital_{it} = \frac{invertióntotal_{it}}{\delta_t}$

Si se separa la inversión realizada en equipos y maquinarias de la inversión en infraestructuras y se supone una tasa de depreciación distinta entre ellas y constante en el tiempo, se tiene:

$$capital_{it} = \frac{inveq_{it}}{\delta_{equipos}} + \frac{invinf_{it}}{\delta_{inf}} \quad (11)$$

En consonancia con el Banco de España, se supone una tasa de depreciación para el stock de capital en equipos y maquinarias de 8.5% y para el stock de capital en infraestructuras de 3.5%.

El sistema de ecuaciones se define de la siguiente forma

$$\left\{ \begin{array}{l} potencial_{it} = \sum_j \frac{PIB_{jt}}{dist_{ijt}}, \forall i \neq j \\ linveq_{it} = -1.291 + 0.903lpotencial_{it-1} + 0.752lpib_{it-1} + 0.098estudios_{it-1} + \hat{\gamma}_i + \hat{\varphi}_t \\ capital_{it} = \frac{inveq_{it}}{0.085} + \frac{invinf_{it}}{0.035} \\ \ln(PIB_{it}) = 0.65 \ln(empleo_{it}) + 0.35 \ln(capital_{it}) + \ln(\hat{A}_{it}), \text{ donde } \hat{A}_{it} = \hat{\lambda}_i + \hat{\eta}_t + \hat{\omega}_{it} \end{array} \right.$$

De esta manera, si se supone que se produce una mejora en la infraestructura viaria que genera una reducción de la distancia entre las provincias, ello tiene un primer efecto incrementando el potencial de mercado, con lo cual aumenta la inversión en equipos y maquinarias, seguido de una mayor acumulación del stock de capital total y, con ello, un crecimiento del PIB. A su vez, el crecimiento del PIB conduce a un nuevo aumento de la inversión en equipos y maquinarias, junto a un incremento del stock de capital y del PIB, volviéndose a producir el mismo ciclo:

$$\downarrow \text{distancia} \Rightarrow \uparrow \text{potencial} \Rightarrow \uparrow \text{inveq} \Rightarrow \uparrow \text{capital} \Rightarrow \uparrow \text{PIB}$$

Por lo tanto, para estimar el impacto final sobre la economía es necesario captar el efecto de retroalimentación entre la inversión en equipos y maquinarias y el PIB, lo cual queda claramente recogido en el sistema de ecuaciones. De esta manera, estimar el efecto total de cambios en el tiempo de viaje, implica resolver simultáneamente el conjunto de ecuaciones que define cada una de las relaciones entre las variables implicadas.

El Impacto de una Reducción el Tiempo de Viaje en un 10%

Efectos sobre las variables: Para evaluar el impacto de una política de inversión en infraestructura de transporte, se supone una mejora en la red de carreteras y autopistas interurbanas españolas, que se traduce en un ahorro en el tiempo de viaje de 10%. Para ello, se lleva a cabo un análisis contrafactual. De este modo, para considerar el efecto

total en la economía debido a un cambio en la política de transporte, se resuelve el sistema de ecuaciones y se observa el comportamiento de las variables de interés dada la política de transporte observada (escenario base o de control). Estos resultados se comparan con los obtenidos al aplicar un cambio en la política de inversión en la infraestructura de transporte (escenario contrafactual o de tratamiento). Finalmente, se analiza la variación relativa generada por la aplicación de dicha política frente a la observada.

Cuadro 3 Impacto de una reducción del tiempo de viaje en 10%

VARIABLES	Variación relativa debida a una reducción del 10% en el tiempo de viaje	Elasticidades con respecto al tiempo de viaje
<i>Potencial de mercado</i>	12.26%	1.226
<i>Inversión equipos y maquinarias</i>	11.82%	1.182
<i>Stock capital total</i>	3.38%	0.338
<i>PIB</i>	1.17%	0.117

Los resultados obtenidos del análisis contrafactual se resumen en el Cuadro 3, donde se puede observar que la

reducción del tiempo de viaje en 10% en toda la red viaria genera un incremento total, promedio, del potencial de mercado en 12.3%; por su parte, la inversión en equipos y maquinarias aumenta un 11.8%; en cuanto al stock de capital y el PIB, éstos se elevan un 3.38% y 1.17%, respectivamente.

Al calcular las elasticidades con respecto al tiempo de viaje, se tiene que una reducción del tiempo de viaje en 1%, incrementa la inversión en equipos y maquinarias en 1.18%, en promedio, manteniendo fijas el resto de las variables. Por su parte, las elasticidades del PIB y del stock de capital total con respecto al tiempo de viaje se ubican en 0.12 y 0.34, respectivamente.

Efectos distributivos: Para analizar los efectos distributivos de la política de transporte se construye un índice que mide el impacto relativo sobre el PIB de la provincia debido a la mejora de la infraestructura de carreteras y autopistas, dado por:

$$\text{Índice}_i = \frac{\varepsilon_i (\Delta t_i - \bar{\Delta t})}{\bar{\varepsilon} \bar{\Delta t}} \quad (12)$$

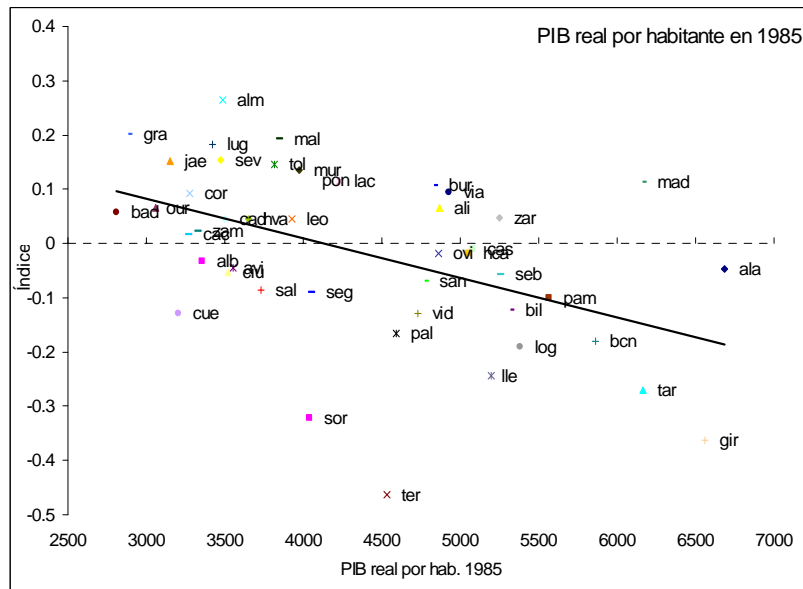
Donde ε_i es la elasticidad del producto con respecto al tiempo de viaje para la i-ésima provincia; $\bar{\varepsilon}$ es el promedio de las elasticidades en todas las provincias; Δt_i es la media ponderada del cambio en el tiempo de viaje observado entre 1980 y 2007 para la i-ésima provincia y $\bar{\Delta t}$ es el promedio nacional de la reducción del tiempo de viaje.

$\varepsilon_i \Delta t_i$ es la contribución al crecimiento del PIB de la i-esima provincia derivada de la reducción del tiempo de viaje observada en dicha provincia.

$\bar{\varepsilon}\Delta\bar{t}$ es la contribución al crecimiento del PIB de la i-esima provincia derivada de una reducción homogénea (equitativa) del tiempo de viaje en todas las provincias.

La idea central es comparar la política de transporte observada en todo el territorio nacional con una política de transporte aplicada equitativamente a todas las provincias y analizar a qué provincias favoreció más o menos en relación al promedio y en términos de su contribución al crecimiento del PIB. Por lo tanto, aquellas provincias con un $\bar{Índice} > 0$ experimentaron una mejora económica debido a la política de transporte superior al promedio. Si el $\bar{Índice} < 0$ la mejora económica estuvo por debajo al promedio nacional. Finalmente, si el $\bar{Índice} = 0$ la mejora experimentada fue igual al promedio.

Gráfica 3 Índice contribución de la inversión en infraestructura de transporte



En la Gráfica 3 se muestra la relación entre el PIB real per cápita en 1985 (antes de la masiva inversión en infraestructura viaria) y el índice, en el anexo 4 se muestra la leyenda de las provincias. Puede observarse que hay una relación negativa entre ambas variables, es decir, en promedio, las provincias más pobres en 1985 experimentaron una mayor inversión en

infraestructuras viarias, por ende, la contribución a su crecimiento económico fue mayor. Es el caso de Almería, Granada, Lugo, Málaga y Jaén. Entre las más ricas pero menos favorecidas por la política de transporte destacan Girona, Tarragona, Barcelona y Álava. Hay claros casos excepcionales, por un lado, entre las provincias con bajos recursos y menos favorecidas por la política de transporte destacan Soria y Teruel; por el lado contrario, destaca Madrid, con un elevado PIB per cápita en 1985 y favorecida notablemente por la política de inversión en transporte. En términos generales, se puede decir que la política de transporte ha sido ligeramente distributiva, con cierta tendencia a la convergencia regional.

Efectos sobre la eficiencia: Para analizar la eficiencia de la política de transporte en España se analizan cuáles serían los efectos de la inversión en infraestructura de transporte viaria si se hubiese aplicado solo en las 7 provincias con mayor PIB per cápita o en las 7 provincias más pobres de la economía española. Las 7 provincias

con el mayor PIB real per cápita en 1985 son: Álava, Barcelona, Girona, San Sebastián, Logroño, Madrid, Pamplona. Las de menor PIB por habitante: Badajoz, Cáceres, Córdoba, Cuenca, Granada, Jaén, Ourense.

De acuerdo al cuadro (4) una reducción del tiempo de viaje solo en las 7 provincias más ricas de España conduce a un incremento promedio de la inversión en equipos y maquinarias de 11.26%, del stock de capital total de 3.45% y del PIB de 1.19%. No obstante, cuando la reducción del tiempo se lleva a cabo en todo el territorio nacional, éstas mismas provincias experimentan un crecimiento ligeramente superior en estas variables económicas, a saber, la inversión en equipos y maquinarias aumenta un 11.95%, el stock de capital un 3.66% y el PIB crece un 1.26%.

Cuadro 4

Impacto sobre las 7 más ricas	Reducción del tiempo en las 7 más ricas	Reducción del tiempo en todas las provincias
<i>Potencial de mercado</i>	11.57%	12.34%
<i>Inversión equipos y maquinarias</i>	11.26%	11.95%
<i>Stock capital total</i>	3.45%	3.66%
<i>PIB</i>	1.19%	1.26%

Si, por el contrario, se invirtiese en las infraestructuras de transporte de las provincias con menor PIB real per cápita, los

cálculos indican que las mejoras económicas de éstas provincias serían inferiores al experimentado si se llevase a cabo una inversión en infraestructuras de transporte a nivel nacional. Como se muestra en el Cuadro 5, si se mejoran las infraestructuras de transporte solo de éstas provincias, el incremento en las variables inversión en equipos y maquinarias, stock de capital y PIB sería de 10.85%, 2.82% y 0.98%, respectivamente. Si, en cambio, se disminuye el tiempo de viaje a nivel nacional, la inversión en equipos y maquinarias en dichas provincias aumentaría un 11.73%, el stock de capital un 3.04% y el PIB en 1.06%, ceteris paribus.

Cuadro 5

Impacto sobre las 7 más pobres	Reducción del tiempo en las 7 más pobres	Reducción del tiempo en todas las provincias
<i>Potencial de mercado</i>	11.21%	12.22%
<i>Inversión equipos y maquinarias</i>	10.85%	11.73%
<i>Stock capital total</i>	2.82%	3.04%
<i>PIB</i>	0.98%	1.06%

En conclusión, los mejores resultados económicos se logran cuando la política de inversión en infraestructura de transporte

se realiza en todo el territorio nacional, de manera que la reducción de tiempo de viaje conduce a un acercamiento de las regiones en general y, por ende, a un crecimiento del tamaño del mercado debido a la mejor accesibilidad. De este modo, las provincias tanto con mayor o menor PIB per cápita se ven favorecidas de una política de transporte de infraestructura nacional.

Modelo Uniecuacional vs Sistema de Ecuaciones

Para sopesar las implicaciones de utilizar un modelo con una sola ecuación, en el cual no se incorporan los efectos de *feedback*, se realiza el mismo análisis contrafactual explicado anteriormente, considerando solo la ecuación de localización de la inversión de equipos y maquinarias dada por (8) y calculando el stock de capital y el PIB de acuerdo a las ecuaciones (11) y (10), respectivamente. De manera que una política de transporte consistente en una reducción del tiempo de viaje en un 10%, incrementa la accesibilidad a los mercados externos, lo cual atrae una mayor inversión a la provincia, aumentando, a su vez, el stock de capital y el PIB de la región:

$$\downarrow \text{dis tan cia} \Rightarrow \uparrow \text{potencial} \Rightarrow \uparrow \text{invequip} \Rightarrow \uparrow \text{capital} \Rightarrow \uparrow \text{PIB}$$

Los resultados se muestran en el Cuadro 6, los cuales se pueden resumir de la siguiente forma:

- Si no se consideran los efectos de feedback* (ecuación 8), una reducción del tiempo de viaje en un 10%, genera un aumento del potencial de mercado en 11.11%, el cual produce un incremento promedio de la inversión en equipos y maquinarias de 10%, del stock de capital total en 2.22% y del PIB en 0.77%.
- Si se consideran los efectos de feedback*, el efecto total sobre el potencial de mercado provocado por una reducción del tiempo de viaje en un 10%, es de 12.26%, lo cual produce un aumento promedio de la inversión en equipos y maquinarias de 11.82%. Por su parte, el stock de capital total y el PIB se incrementan, en promedio, un 3.38% y 1.17%, respectivamente.
- El impacto total de una reducción del tiempo de viaje en 10%* sobre el PIB y el stock de capital es, en promedio, un 50% superior si se consideran los efectos de retroalimentación entre las variables implicadas del modelo.

Cuadro 6

Variables	EC1 (1)	Sistema de ecuaciones (2)	(2)/(1)
<i>Potencial de mercado</i>	11.11%	12.26%	110.36%
<i>Inversión equipos y maquinarias</i>	9.99%	11.82%	118.35%
<i>Stock capital total</i>	2.22%	3.38%	152.32%
<i>PIB</i>	0.77%	1.17%	151.72%

En conclusión, cuando existen efectos de *feedback* entre las variables de un modelo, ignorarlos puede conducir a una subestimación significativa del impacto final de

las políticas de inversión en infraestructuras de transporte sobre la economía. En nuestro caso, de utilizarse el modelo uniecuacional (8) se cuantificaría solo el 65% del efecto total sobre el PIB. De aquí la importancia de considerar la totalidad de las interacciones entre las variables a la hora de analizar el impacto de las políticas de transporte sobre la economía.

5. CONCLUSIONES

En el presente trabajo se analizan los efectos de las inversiones en infraestructura viaria en la localización de la actividad económica a nivel de provincias. Con datos agregados para el período 1977-2008, se especifica una función en el cual las decisiones de inversión en equipo de transporte y equipo y maquinaria dependen del potencial de mercado, PIB, diversificación económica, costes laborales unitarios (CLU) y años medios de estudios. En particular, la variable de interés, potencial de mercado, es un índice de accesibilidad que permite vincular las oportunidades del mercado con las características de la red viaria.

La estimación del modelo de localización con efectos fijos temporales y de provincias mediante PCSE corrige la matriz de varianzas y covarianzas por heteroscedasticidad, correlación contemporánea y correlación serial. Mientras que la existencia de una relación de cointegración entre las variables del modelo permite estimar por Dynamic Ordinary Least Square (DOLS) y, de este modo, tener en cuenta el potencial sesgo de endogeneidad. Los resultados de la estimación indican que las elasticidades de largo plazo de la inversión en equipos y maquinarias con respecto al potencial de mercado, PIB y años medios de estudios son, en promedio, 0.9, 0.75 y 0.80, respectivamente.

Para evaluar correctamente el impacto final de una mejora en las infraestructuras de transporte sobre la economía se demostró la importancia de incorporar las diferentes interacciones entre las variables del modelo, es decir, los efectos de *feedback*. En este sentido, la investigación sugiere definir un sistema de ecuaciones. En concreto, se obtuvo que el impacto total de una reducción del tiempo de viaje en un 10% sobre el PIB y el stock de capital es, en promedio, un 50% superior si se consideran los efectos de retroalimentación entre las variables.

Con el sistema de ecuaciones se obtiene que las elasticidades de la inversión en equipos y maquinarias, stock de capital y PIB con respecto al tiempo de viaje son, en promedio, 1.18, 0.34 y 0.12, respectivamente. El análisis de los efectos distributivos nos permite concluir que, en general, la política de inversión en infraestructura viaria en España ha sido ligeramente distributiva, favoreciendo, especialmente, a provincias con bajos niveles de PIB real per cápita (Almería, Granada, Jaén, Lugo) y favoreciendo menos a provincias inicialmente ricas (Girona, Tarragona, Barcelona, Álava). Asimismo, se evalúan los efectos de eficiencia y se concluye que los mejores resultados económicos se logran cuando la política de inversión en infraestructura viaria se realiza conectando a todo el territorio nacional, sin discriminar entre provincias más o menos ricas.

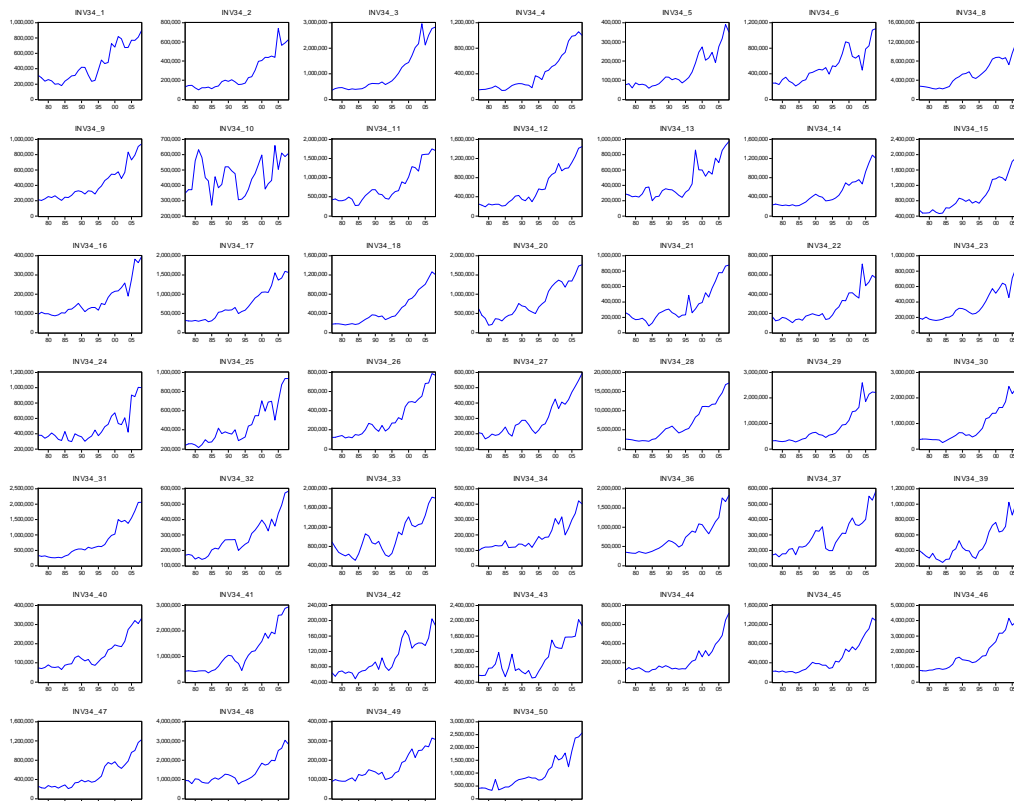
REFERENCIAS BIBLIOGRAFICAS

- Alañón, A. y J.M. Arauzo-Carod, 2008, "Accesibilidad y localización industrial. Una aplicación a las regiones españolas fronterizas con Francia" *Revista de Estudios Regionales*, 82, 71-103
- Arauzo-Carod, J.M., 2005, "Determinants of Industrial Location. An Application for Catalan Municipalities," *Papers in Regional Science*, 84, 105-120.
- Arauzo-Carod, J.M., D. Liviano-Solis, y M. Manjón-Antolín, 2009, "Empirical studies in industrial location: an assessment of their methods and results" *Journal of Regional Science*.
- Beck, N. y J. Katz, 1995, "What to do (and not to do) with time-series cross-section data" *American Political Science Review* 89, 634-647.
- Broadman, H. y X. Sun, 1997, "The distribution of foreign direct investment in China", *World Economy*, 20, 339-61.
- Brown, J., R. Florax, y K. McNamara, 2009, "Determinants of Investment Flows in U.S. Manufacturing", *The Review of Regional Studies*, 39:3, 269-286
- Carlton, D., 1979, "Why New Firms Locate Where They Do: An Econometric Model," En W. Wheaton (ed.), *Interregional Movements and Regional Growth*. Washington: The Urban Institute.
- Carlton, D., 1983, "The location and employment of new firms" *Review of Economics and Statistics*, 65, 440-449
- Ciccone, A. y R. Hall, 1996, "Productivity and the Density of Economic Activity," *American Economic Review*, 86, 54-70.
- Ciéslík, A., 2005, "Regional Characteristics and the Location of Foreign Firms within Poland," *Applied Economics*, 37, 863-874.
- Combes, P.-P., T. Mayer, J-F. Thisse, 2008. "Economic Geography. The Integration of Regions and Nations" Princeton University Press, Princeton, NJ
- Combes, P-P; M. Lafourcade; J-F. Thisse; J-C. Toutain, 2011, "The rise and fall of spatial inequalities in France: a long-run perspective" *Explorations in Economic History*, 48, 243-271
- Coughlin, C. y E. Segev, 2000, "Location determinants of new foreign-owned manufacturing plants" *Journal of Regional Science*, 40, 323-51.
- Crozet, M., T. Mayer, y J-L. Mucchielli, 2004, "How do Firms Agglomerate? A Study of FDI in France," *Regional Science and Urban Economics*, 34, 27-54.
- Davis, D. y G. Schluter, 2005, "Labor-Force Heterogeneity as a Source of Agglomeration Economies in an Empirical Analysis of County-Level Determinants of Food Plant Entry" *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 30(3), 480-50 1
- Dawkins, C., 2003, "Regional Development Theory: Conceptual Foundations, Classic Works, and Recent Developments". *Journal of Planning Literature*, 18, 131-192
- De la Fuente, A., 2010, "Infrastructures and productivity: an updated survey" Working paper. BBVA Research.
- Escribá, F. y M. Murgui, 2008, "Factores de localización regional en las inversiones industriales". *Revista de Economía Aplicada*, 47, (vol. XVI), 101-125
- Escribá, F. y M. Murgui, 2011, "Determinantes de la inversión empresarial en las regiones españolas (1995-2007)". Documento de trabajo D-2011-02, Dirección General de Presupuestos, Ministerio de Economía y Hacienda, Gobierno de España.
- Fundación BBVA, 2006, "Composición de la inversión y productividad del capital" Cuadernos de Divulgación, Capital y Crecimiento, 2. Edición en colaboración: Fundación BBVA e Ivie
- Graham, D. S. Gibbons y R. Martin, 2009, "Transport investment and the distance decay of agglomeration benefits". Working paper.
- Graham, D., 2007, "Agglomeration, Productivity and Transport Investment". *Journal of Transport Economics and Policy*, 41, 3, 317-343
- Guimaraes, P., O. Figueiredo y D. Wodward, 2000, "Agglomeration and the location of foreign direct investment in Portugal", *Journal of Urban Economics*, 47, 115-135.

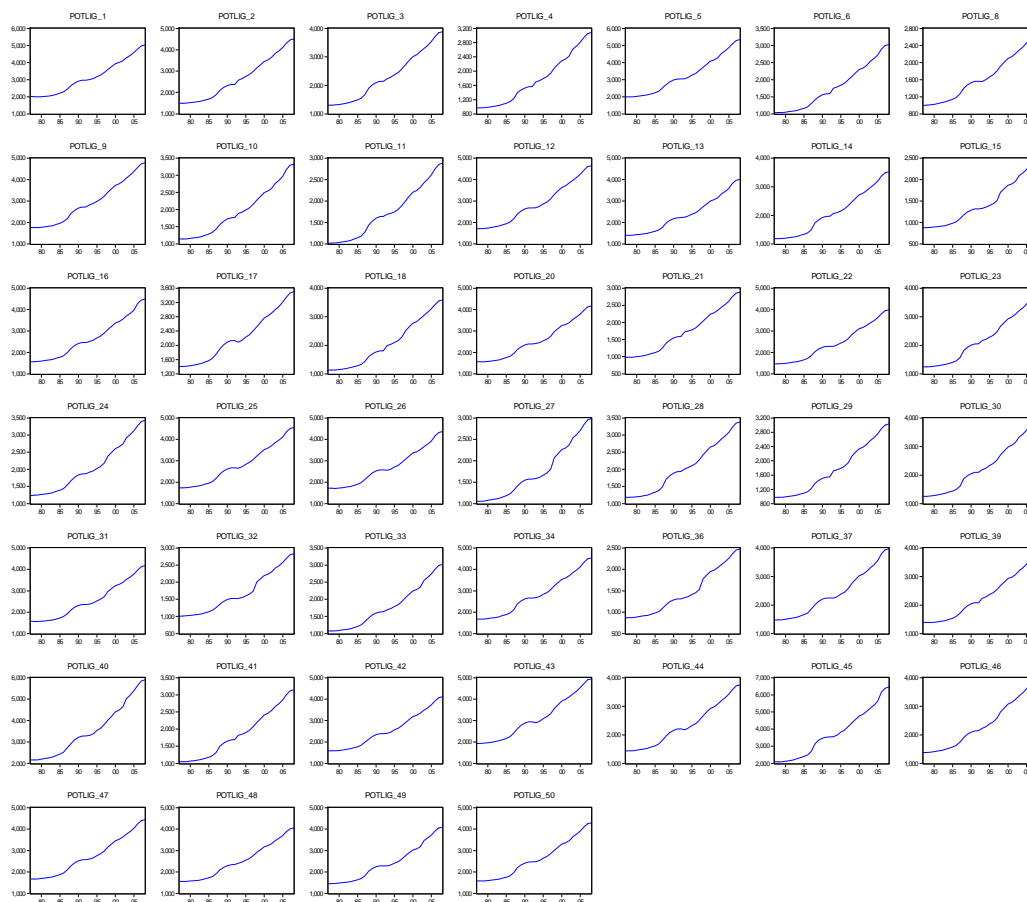
- Gutiérrez, J., 2001, "Location, economic potential and daily accessibility: an analysis of the accessibility impact of the high-speed line Madrid - Barcelona - french border." *Journal of Transport Geography*, vol.9, nº4, pp.229-242
- Harris, C., 1954, "The market as a factor in the localization of industry in the United States", *Annals of the Association of American Geographers*, 64, 315-348.
- Head, K. y T. Mayer, 2004a, "Market Potential and the Location of Japanese Investment in the European Union". *The Review of Economics and Statistics*, 86, 4, 959-972
- Head, K. y T. Mayer, 2004b, "Regional wage and employment responses to market potential in the EU" *Regional Science and Urban Economics*, 36, 573-594
- Henderson, J. y K. McNamara, 2000, "The Location of Food Manufacturing Plant Investments in Corn Belt Counties" *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 25(2), 680-697
- Holl, A., 2004a, "Manufacturing location and impacts of road transport infrastructure: empirical evidence from Spain". *Regional Science and Urban Economics* 34, 341- 363
- Holl, A., 2004b, "Start-ups and relocations: Manufacturing plant location in Portugal". *Papers in Regional Science*, 83, 649-668
- Holl, A., 2007, "Twenty years of accessibility improvements. The case of the Spanish motorway building programme" *Journal of Transport Geography*, 15, 286-297
- Holl, A., 2011, "Market potential and firm-level productivity in Spain". *Journal of Economic Geography*, 1-25
- Kao, C. y M-H. Chiang, 2000, "On the estimation and inference of a cointegrated Regression in panel data" En: *Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, 15, 179-222, by Elsevier Science Inc.
- Krugman, P., 1991, "Increasing returns and economic geography". *Journal of Political Economy*, 99:3, 483-499.
- Lafourcade, M. y J.-F. Thisse, 2008, "New economic geography: A guide to transport analysis" Working paper. Paris-Jourdan Sciences Economiques. Laboratoire d'Economie Appliquée - INRA.
- Mas, M., y J. Maudos, 2004, "Infraestructuras y crecimiento regional en España diez años después", Documento de trabajo. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (Ivie)
- McCann, P., 2001, "Urban and Regional Economics". Oxford. Oxford University Press.
- Ottaviano, 2008, "Infrastructure and economic geography: An overview of theory and evidence". *EIB papers*, 13,2, 8-35
- Puga, D., 2008, "Agglomeration and cross-border infrastructure" *EIB Papers*, 13, 2, 102-124.
- Redding, S., 2009, "Economic Geography: A Review of the Theoretical and Empirical Literature". CEP Discussion Paper No 904. Centre for Economic Performance. London School of Economics and Political Science
- Rosenthal, S. y W. Strange, 2001, "The Determinants of Agglomeration" *Journal of Urban Economics*, 50, 191-229
- Sala-i-Martin, X, 2000, *Apuntes de crecimiento económico*. 2da Edición. Antoni Bosch editor.
- Smith, D. y R. Florida, 1994, "Agglomeration and industrial location: An econometric analysis of Japanese-affiliated manufacturing establishments in automotive-related industries," *Journal of Urban Economics*, 36, 23-41.
- Viladecans-Marsal, E., 2004, "Agglomeration economies and industrial location: city-level evidence". *Journal of Economic Geography*, 4, 565-582.

ANEXOS

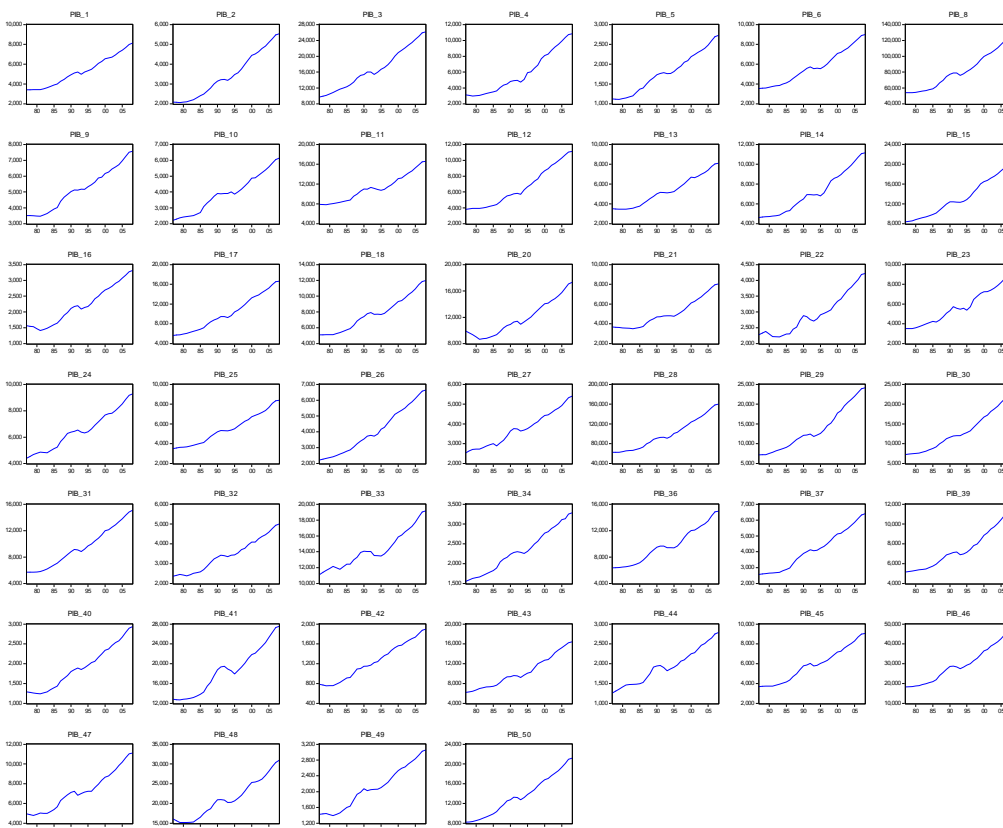
Anexo 1: Gráficos sobre la evolución de cada variable por provincia entre 1977 y 2008 Inversión en equipos y maquinarias



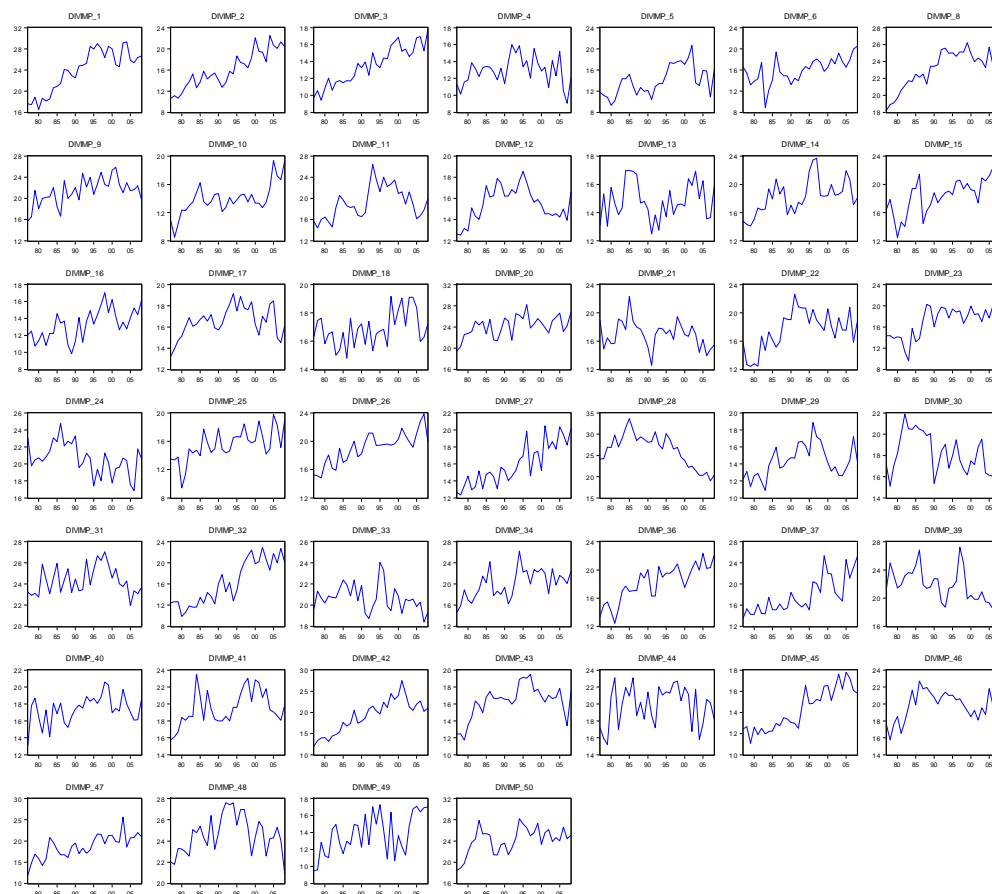
Potencial de Mercado



PIB



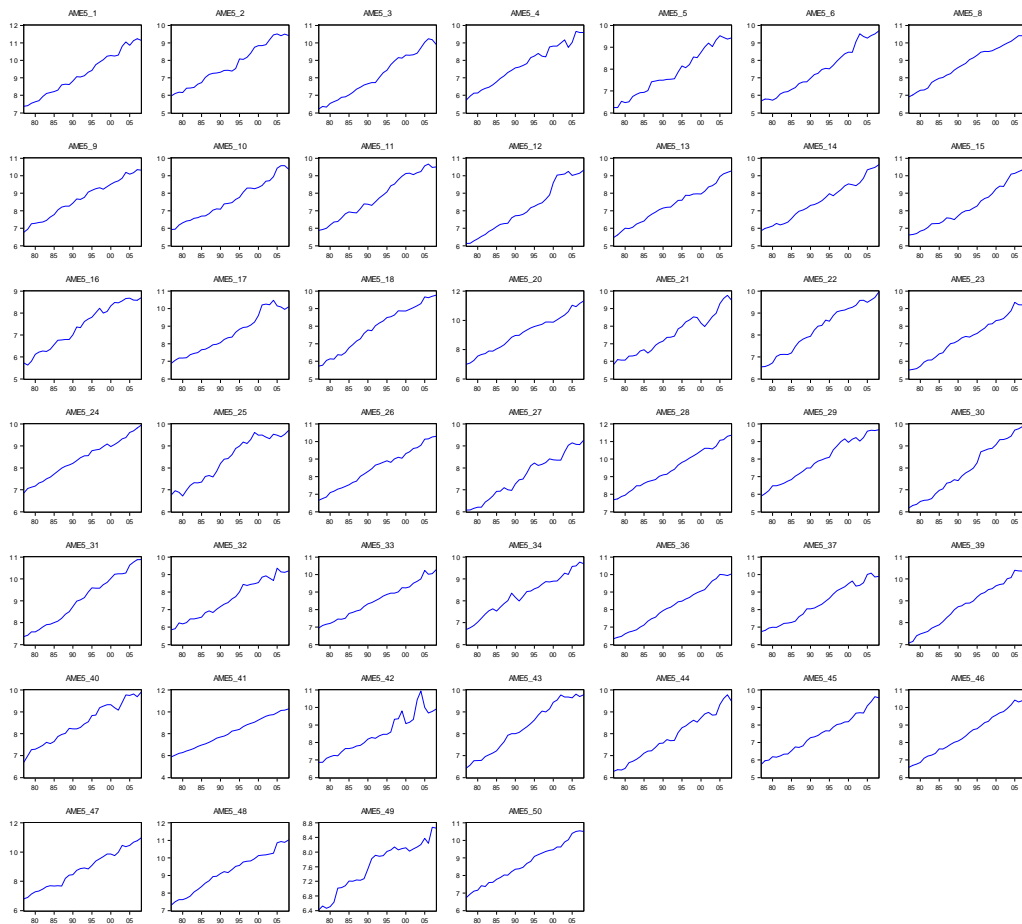
Diversificación económica



Costes Laborales Unitarios



Años medios de estudios



Anexo 2

Análisis de estacionariedad variables en niveles

Pruebas	$l_{inversión_{it}}$	$l_{potencial_{it-1}}$	$l_{pib_{it-1}}$	$l_{diversidad_{it-1}}$	$estudios_{it-1}$	$lclu_{it-1}$
Ho: Raíz unitaria						
LLC	1.9318 (0.9733)	-1.1009 (0.1355)	0.2377 (0.5939)	5.5161 (1.0000)	5.0572 (1.0000)	1.0267 (0.8477)
Breitung	1.8490 (0.9678)	-1.5203 (0.0642)	-0.9985 (0.1590)	(0.4351) (0.6683)	-3.1258 (0.0009)	-1.1927 (0.1165)
Prueba de Fisher: Inversa Chi-Cuadrado P	68.3362 (0.9693)	52.9774 (0.9996)	73.9165 (0.9165)	83.9348 (0.7134)	88.5151 (0.5835)	71.3854 (0.9453)
Prueba de Fisher: Inversa Normal Z	2.3967 (0.9917)	3.2689 (0.9995)	2.7402 (0.9969)	2.1472 (0.9841)	1.8918 (0.9707)	1.9993 (0.9772)
Prueba de Fisher: Inversa Logit L*	2.1428 (0.9834)	3.2077 (0.9992)	2.7646 (0.9969)	2.1606 (0.9841)	1.8894 (0.9700)	2.0425 (0.9789)
Prueba de Fisher: Modificada Inversa Chi-Cuadrado Pm	-1.7445 (0.9595)	-2.8768 (0.9980)	-1.3331 (0.9088)	-(0.5946) (0.7239)	-0.2569 (0.6014)	-1.5197 (0.9357)
Pesaran Z[t-bar]	2.725 (0.997)	5.177 (1.000)	0.999 (0.841)	6.439 (1.000)	1.598 (0.945)	2.728 (0.997)
Ho: Estacionariedad						
Heteroscedastic Consistent Z-stat	8.9003 (0.0000)	9.3374 (0.0000)	10.2810 (0.0000)	7.9759 (0.0000)	7.4386 (0.0000)	7.7016 (0.0000)

Prueba de Fisher basado en la prueba Dickey-Fuller Aumentado

Para la prueba Hadri: Método de estimación de la varianza de largo plazo mediante cuadrático espectral de Kernel.

En las pruebas LLC, Breitung, Fisher y Hadri se han removido las medias transversales para controlar por dependencia transversal. Entre paréntesis p-valor. Se han escogido 7 rezagos

Análisis de estacionariedad variables en primeras diferencias

Pruebas	$Dl_{inversión_{it}}$	$Dl_{potencial_{it-1}}$	$Dl_{pib_{it-1}}$	$Dl_{diversidad_{it-1}}$	$De_{estudios_{it-1}}$	$Dlclu_{it-1}$
Ho: Estacionariedad						
Heteroscedastic Consistent Z-stat	-5.4715 (1.0000)	-1.7393 (0.9590)	3.1073 (0.0009)	-5.2487 (1.0000)	-3.4595 (0.9997)	1.7276 (0.0420)
Ho: Raíz unitaria						
LLC	-48.3795 (0.0000)	-34.7065 (0.0000)	-28.4384 (0.0000)	-51.2114 (0.0000)	-36.7970 (0.0000)	-4.0124 (0.0000)
Breitung	-28.5974 (0.0000)	-24.8384 (0.0000)	-21.4755 (0.0000)	-28.8117 (0.0000)	-25.0525 (0.0000)	-24.1107 (0.0000)
Inversa Chi-Cuadrado P	1952.7305 (0.0000)	1174.7820 (0.0000)	845.9065 (0.0000)	2131.6217 (0.0000)	1182.7869 (0.0000)	1088.4512 (0.0000)
Inversa Normal Z	-4(0.6711) (0.0000)	-30.5661 (0.0000)	-24.5270 (0.0000)	-42.6799 (0.0000)	-3(0.1702) (0.0000)	-28.7038 (0.0000)
Inversa Logit L*	-79.5386 (0.0000)	-47.8510 (0.0000)	-34.4468 (0.0000)	-86.8252 (0.0000)	-48.1764 (0.0000)	-44.3304 (0.0000)
Modificada Inversa Chi-Cuadrado Pm	137.1749 (0.0000)	79.8237 (0.0000)	55.5787 (0.0000)	150.3629 (0.0000)	8(0.4139) (0.0000)	73.4594 (0.0000)
Pesaran Z[t-bar]	-30.887 (0.000)	-25.030 (0.000)	-19.638 (0.000)	-29.848 (0.000)	-22.920 (0.000)	-22.473 (0.000)

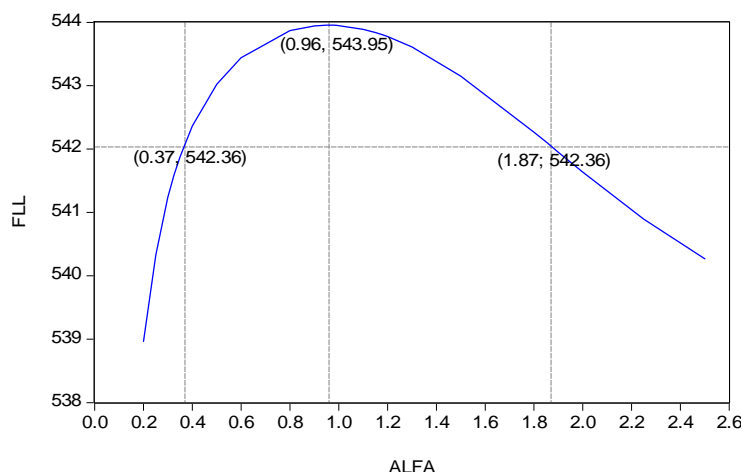
Prueba de Fisher basado en la prueba Dickey-Fuller Aumentado

Para la prueba Hadri: Método de estimación de la varianza de largo plazo mediante cuadrático espectral de Kernel.

En las pruebas LLC, Breitung, Fisher y Hadri se han removido las medias transversales para controlar por dependencia transversal. Entre paréntesis p-valor

Anexo 3

Intervalo de confianza para alfa



Anexo 4 Leyenda de las provincias

Leyenda		
Provincia	id	
Álava	ala	1
Albacete	alb	2
Alicante	ali	3
Almería	alm	4
Ávila	avi	5
Badajoz	bad	6
Barcelona	bcn	8
Bilbao	bil	48
Burgos	bur	9
Cáceres	cac	10
Cádiz	cad	11
Castellón	cas	12
Ciudad Real	ciu	13
Córdoba	cor	14
Cuenca	cue	16
Girona	gir	17
Granada	gra	18
Huelva	hva	21
Huesca	hca	22
Jaén	jae	23
A Coruña	lac	15
León	leo	24
Lleida	lle	25
Logroño	log	26
Lugo	lug	27
Madrid	mad	28
Málaga	mal	29
Murcia	mur	30
Ourense	our	32
Oviedo	ovi	33
Palencia	pal	34
Pamplona	pam	31
Pontevedra	pon	36
Salamanca	sal	37
San Sebastián	seb	20
Santander	san	39
Segovia	seg	40
Sevilla	sev	41
Soria	sor	42
Tarragona	tar	43
Teruel	ter	44
Toledo	tol	45
Valencia	via	46
Valladolid	vid	47
Zamora	zam	49
Zaragoza	zar	50