



COMUNIDAD EUROPEA

Fondo Europeo
de Desarrollo Regional

**CAMBIOS EN PRECIOS RELATIVOS Y CRECIMIENTO
ECONÓMICO EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS**

*R. Doménech**

*F. J. Escribá**

*M. J. Murgui**

D-98006

Abril 1998

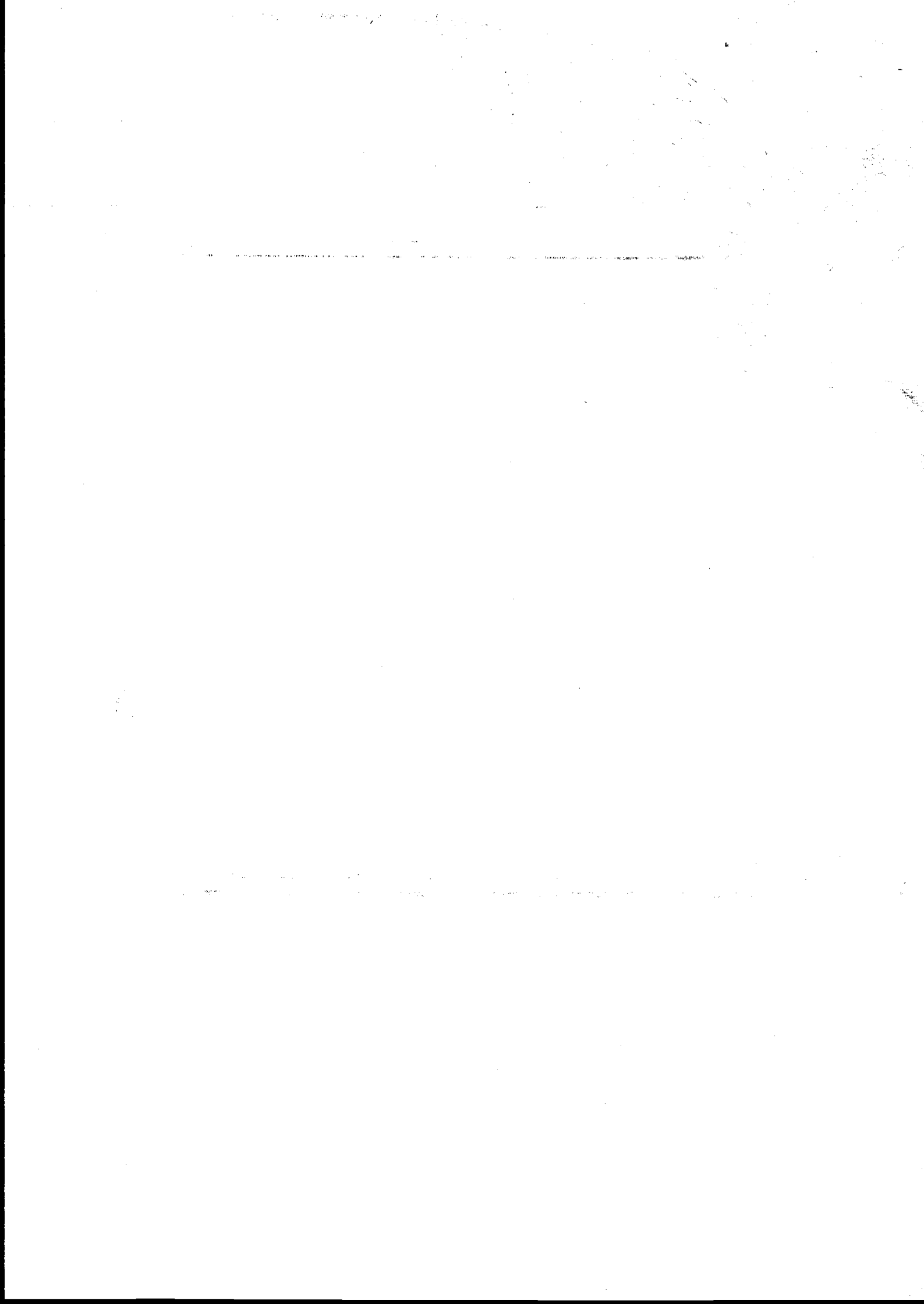
* Universidad de Valencia y Ministerio de Economía y Hacienda.

Los autores agradecen la ayuda prestada por Antonio Díaz y los comentarios y sugerencias de Julio Alcaide, Teresa Dabán y Angel de la Fuente, así como los de los asistentes a la presentación de este trabajo en la DGAPP. La responsabilidad de las deficiencias es exclusivamente de los autores. Esta investigación forma parte del proyecto de la CICYT SEC 96-1435 y ha contado con la financiación del Fondo Europeo de Desarrollo Regional. Este trabajo, así como los datos elaborados, se encuentra disponible en la siguiente dirección:

<http://iei.uv.es/~domenecr/publicaciones.html>.

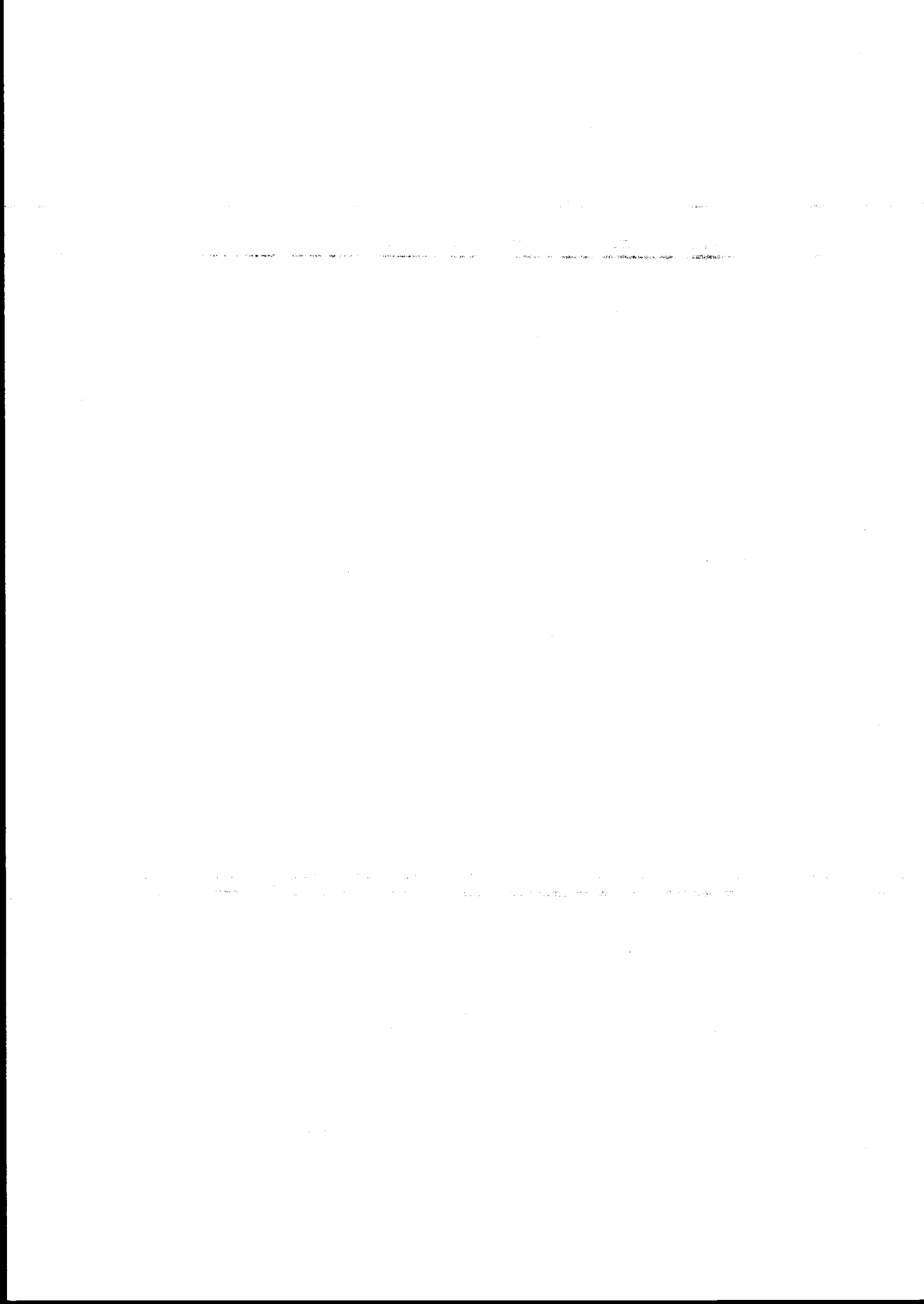
Dirección para comentarios: Rafael Domenech. Dpto. Análisis Económico. Universidad de Valencia. 46022 Valencia. e-mail: rafael.domenech@uv.es

Los Documentos de Trabajo de la Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria no representan opiniones oficiales del Ministerio de Economía y Hacienda. Los análisis, opiniones y conclusiones aquí expuestos son los de los autores, con los que no tiene que coincidir, necesariamente la citada Dirección. Ésta considera, sin embargo, interesante la difusión del trabajo para que los comentarios y críticas que suscite contribuyan a mejorar su calidad.



Resumen

En este trabajo se aborda la prolongación al periodo 1964-1979 de las series de valor añadido de la Contabilidad Regional de España (CRE), utilizando la información bienal de la Renta Nacional de España y su Distribución Provincial de la Fundación BBV. El enlace se lleva a cabo con una desagregación en cuatro sectores (agricultura, industria, construcción y servicios), considerando la distinta evolución de los índices de precios de cada sector y la composición sectorial de cada región. Con este procedimiento se facilitan estimaciones en términos reales, a diferencia de los datos de la Fundación BBV y de la CRE, lo que permite establecer comparaciones intertemporales entre regiones que, como se muestra en este trabajo al analizar la evolución de las disparidades regionales y el crecimiento de la productividad, se ven afectadas por la distinta evolución de los precios a nivel regional. En particular, al examinar el proceso de crecimiento económico tanto en renta per capita como en productividad, una parte significativa de las diferencias regionales puede explicarse por la distinta evolución de los precios relativos en los cuatro sectores productivos considerados, de manera que cuando se tiene en cuenta este hecho la convergencia entre regiones a lo largo del periodo muestral considerado parece haber sido más intensa.



1. Introducción

La demanda oficial y privada de información estadística regional es creciente en los últimos años en España. Cada vez es mayor la utilización de las cuentas regionales para medir y analizar la estructura productiva, el desarrollo temporal y las disparidades de las economías regionales. La Contabilidad Regional de España (CRE), adaptada a la metodología SEC-REG de EUROSTAT únicamente facilita información desde 1980 y, aunque, sin duda adolece de ciertas insuficiencias, es el soporte informativo oficial para la evaluación de las políticas económicas regionales tanto para la administración pública como para la concesión de una parte importante de las ayudas financieras de la Unión Europea a las regiones.¹

La no disponibilidad de los datos de CRE del INE con anterioridad a 1980 limita enormemente la necesaria perspectiva temporal para analizar la evolución a largo plazo, el cambio estructural, la localización y la convergencia de las economías regionales españolas. Esto ha conducido, con frecuencia, a muchos investigadores a utilizar las series publicadas en la *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial* (DPRN) elaboradas desde 1955 por el Servicio de Estudios del Banco de Bilbao, luego Banco de Bilbao Vizcaya, y en la actualidad Fundación BBV (FBBV), con una periodicidad normalmente bienal. La comparación de la serie oficial de CRE y la publicada por la FBBV permite comprobar la existencia de importantes discrepancias entre ambas, que no afectan únicamente al comportamiento relativo de las regiones, sino incluso a los agregados sectoriales nacionales y, aunque en menor medida, a los totales de la Contabilidad Nacional.²

En la actualidad el MOdelo Regional de ESpaña (MORES),³ diseñado

¹ Alcaide (1996 y 1997) ha señalado algunas deficiencias de la CRE, en particular, el tratamiento de la producción imputada de los servicios bancarios y sobre todo la necesidad de elaborar una contabilidad cerrada a nivel regional, aspecto que no se contempla incluso en la metodología SEC-95, que es la que el INE está obligado a utilizar. Véase INE (1996).

² Debe tenerse en cuenta que la definición de los sectores productivos a R-4 (agricultura y pesca, construcción, industria y servicios) en los datos de la DPRN no ha permanecido constante a lo largo de todo el periodo 1955-1993. En la actualidad la Fundación BBV está elaborando una serie homogénea con un nivel de desagregación a 24 sectores productivos.

³ Véase Díaz, Molinas y Taguas (1995).

como un módulo sectorial y regional que pueda conectarse al MOISEES⁴ o a cualquier otro modelo macroeconómico similar a éste, ha exigido elaborar una base de datos (BD.MORES), que se caracteriza por utilizar en la medida de lo posible estadísticas oficiales, y en la que está asegurada la compatibilidad regional, sectorial y temporal en cuanto a unidades de medida, clasificaciones y definiciones de las variables consideradas.⁵ Por tanto, en la BD.MORES se han seguido las recomendaciones de EUROSTAT y las estimaciones de la CRE. La desagregación de las variables desde 1980 se realiza en 17 sectores (R-17) y en 17 comunidades autónomas.⁶ Su objetivo fundamental es proveer a las administraciones públicas de instrumentos de evaluación de los efectos sectoriales y regionales de medidas alternativas de política económica, que entre otras cuestiones puedan ser utilizadas como base para la negociación de fondos estructurales, y por lo que resulta ineludible utilizar como fuente de información estadísticas oficiales.

Resulta paradójico que en la BD.MORES se disponga de estimaciones sobre formación bruta de capital fijo (FBCF) y stock de capital desde 1964 y, por el contrario, de datos de valor añadido desde 1980. Parece pues conveniente ampliar desde 1964 la BD.MORES utilizando la información existente de la DPRN para los años anteriores a 1980 respetando las estimaciones oficiales para los años en que se disponga de ellas y, aunque desagregando únicamente en cuatro grandes sectores, considerar diferentes deflatores regionales que sin duda afectan a las comparaciones intertemporales entre las CC.AA. españolas.

En efecto, al igual que en el caso de las comparaciones de agregados macroeconómicos entre países, las comparaciones entre las regiones o provincias de un mismo país están sujetas a algunos problemas. A nivel internacional, resulta evidente la necesidad de utilizar algún tipo de cambio que permita convertir en una unidad de cuenta común entre los países que componen la muestra analizada los agregados expresados en moneda nacional.

⁴ En Molinas *et al.* (1990) puede encontrarse una descripción más detallada de las características del MOISEES. Respecto a la base de datos utilizada en este modelo puede consultarse Corrales y Taguas (1991).

⁵ Véase Dabán *et al.* (1998) para una descripción del contenido de la BD.MORES.

⁶ Ceuta y Melilla se incluyen en Andalucía.

Este ha sido el objetivo de las estimaciones en distintas rondas de las paridades de poder adquisitivo de EUROSTAT, OCDE o de las Naciones Unidas, y que han dado lugar a la aparición de bases de datos homogéneas para distintas muestras de países como la Penn World Tables de Summers y Heston (1991).⁷

Cuando estas comparaciones se circunscriben, por ejemplo, a las regiones de un mismo país en un determinado momento este problema desaparece parcialmente en la medida que los agregados macroeconómicos que se quieren comparar aparecen expresados en la misma moneda, aunque los niveles de precios pueden ser diferentes. Sin embargo, cuando estas comparaciones se realizan en momentos del tiempo diferentes, la distinta evolución de los precios a nivel regional puede alterar significativamente las comparaciones intertemporales.

Para la economía española, ninguna de las dos fuentes comúnmente utilizadas para establecer comparaciones a nivel espacial de agregados macroeconómicos por el lado de la demanda o por el lado de la oferta, a saber la DPRN de la Fundación BBV y la CRE del INE, ofrecen estimaciones en términos reales. Esto explica por qué en los trabajos sobre crecimiento económico a nivel regional, como por ejemplo los de De la Fuente (1996), Dolado, González-Páramo y Roldán (1993) o Mas *et al.* (1993 y 1994) se utilice algún deflactor a nivel nacional para transformar las variables objeto de interés en términos reales.⁸ En un intento de soslayar esta limitación, la base de datos BD.MORES proporciona estimaciones a precios corrientes y constantes de 1980 del valor de la producción, valor añadido a precios de mercado y coste de los factores, que son compatibles a nivel nacional con la base de datos del MOISEES.

Sin embargo, la disponibilidad a nivel nacional de deflatores para los cuatro grandes sectores productivos a partir de 1964 plantea la posibilidad de utilizar esa información, haciendo uso de supuestos razonables, para estimar algunas de las principales macromagnitudes en términos reales para un

⁷ En Dabán, Doménech y Molinas (1997) se realiza un análisis de distintas bases de datos disponibles para los países de la OCDE.

⁸ Esta limitación de utilizar un deflactor común para todas las regiones también está presente en trabajos para regiones de otros países como, por ejemplo, en el de Barro y Sala-i-Martin (1991).

periodo muestral más amplio que el que proporciona la BD.MORES. De esta manera se puede analizar la evolución de las regiones españolas en términos de su valor añadido bruto (al coste de los factores o a precios de mercado) desde mediados de los años sesenta. Este es precisamente uno de los objetivos de este trabajo, para lo cual se ofrecen dos versiones alternativas de estas macromagnitudes.

La primera versión utiliza la información disponible de la Fundación BBV, que en la actualidad se extiende hasta 1993. Como a nivel nacional en el MOISEES se dispone de estimaciones del valor añadido bruto al coste de los factores y a precios de mercado, tanto en términos reales como nominales, desde 1964 para cuatro sectores productivos, es posible realizar una estimación del valor añadido bruto de cada región en términos reales, bajo el supuesto de que la participación de cada uno de los sectores considerados en el total nacional para cada año en términos nominales es idéntica en términos reales. La segunda versión ofrece un enlace en términos reales de la BD.MORES con los estimados por la FBBV con anterioridad a 1980.

En la segunda y tercera sección se ofrecen los detalles de cómo se han elaborado estas dos estimaciones. En la cuarta sección se analizan las implicaciones de utilizar macromagnitudes en términos reales en lugar de nominales sobre algunas de las herramientas empíricas comúnmente utilizadas en la literatura sobre crecimiento económico en las regiones españolas. Por último, en la sección quinta se ofrecen las principales conclusiones de este trabajo.

2. El valor añadido bruto en términos reales con datos de la Fundación BBV: 1964-1993.

La DPRN de la Fundación BBV ofrece una distribución regional del valor añadido bruto de la agricultura y pesca, industria, construcción y servicios para el periodo 1955-1993, con carácter bienal a excepción de algunos años.⁹ Denominando mediante VAB_{icf}_{jt} al valor añadido bruto a coste de los factores de la región j en el sector i en el periodo t , el valor añadido bruto a

⁹ El carácter bienal de esta información sólo deja de utilizarse entre 1957-1960 y 1964-1967.

coste de los factores a nivel nacional viene dado por:¹⁰

$$VAB_bcf_t = \sum_i VAB_bcf_t^i = \sum_j VAB_bcf_{jt} = \sum_j \sum_i VAB_bcf_{jt}^i, \quad (1)$$

en donde

$$VAB_bcf_{jt} = \sum_i VAB_bcf_{jt}^i.$$

A partir de esta expresión, podemos calcular las participaciones del valor añadido bruto a nivel sectorial de cada una de las 17 regiones consideradas sobre el total nacional, que se denominará v_{jt}^i :

$$v_{jt}^i = \frac{VAB_bcf_{jt}^i}{\sum_j VAB_bcf_{jt}^i}. \quad (2)$$

Para los años en los que se dispone de información, se ha podido constatar que esta participación evoluciona temporalmente de forma suave, por lo que se puede obtener una serie con las participaciones de las distintas regiones en cada uno de los sectores con carácter anual. En concreto, para los años en los que no se dispone de información del valor añadido bruto, las participaciones se han calculado como una media de las correspondientes para los años consecutivos disponibles.

Utilizando estas participaciones es posible distribuir regionalmente el valor añadido bruto a coste de los factores de los cuatro sectores considerados a nivel nacional disponible en la base de datos del MOISEES tanto en términos nominales ($VAB_mcf_t^i$) como en términos reales ($VAB_mcf_t^{i,80}$).¹¹ Así pues, se está imponiendo la hipótesis de que las participaciones sectoriales de cada una de las regiones sobre el total nacional sectorial son iguales en pesetas corrientes y en pesetas de 1980, año base utilizado por el MOISEES:

$$v_{jt}^i = \frac{VAB_bcf_{jt}^i}{\sum_j VAB_bcf_{jt}^i} = \widehat{v}_{jt}^{i,80} = \frac{\widehat{VABcf}_{jt}^{i,80}}{VAB_mcf_t^{i,80}} \quad (3)$$

¹⁰ El subíndice b hace referencia a la base de datos de la Fundación BBV.

¹¹ El subíndice m hace referencia al MOISEES hasta 1979 y a la BD.MORES desde 1980. En este último caso se superpone un subíndice j al disponer de información regional.

A partir de esta expresión podemos estimar fácilmente el valor añadido bruto de la región j en el año t en pesetas de 1980, $VAB_{bc}f_{jt}^{80}$, compatible a nivel nacional con el disponible en la base de datos del MOISEES:

$$VAB_{bc}f_{jt}^{80} = \sum_i VAB_{bc}f_{jt}^{i,80} = \sum_i (\tilde{v}_{jt}^{i,80} VAB_{mc}f_t^{i,80}) \quad (4)$$

En otras palabras, el valor añadido bruto a coste de los factores a nivel nacional en pesetas de 1980 del MOISEES para cada uno de los cuatro sectores considerados se distribuye espacialmente de acuerdo con las participaciones que se obtienen de los datos de la Fundación BBV, lo que es análogo a suponer que los deflatores para cada uno de los sectores a nivel regional son iguales a los nacionales.¹²

Utilizando algunos supuestos adicionales es posible obtener una estimación del valor añadido bruto a precios de mercado. La estimación que se utiliza en este trabajo depende del periodo considerado. A partir de 1980, se utiliza únicamente la información disponible en la BD.MORES. Denominando mediante $VAB_{m}pm_j$ al valor añadido bruto a precios de mercado de la región j de la BD.MORES, el VAB a precios de mercado de la Fundación BBV a partir de 1980 se estima como:

$$VAB_{b}pm_{jt}^{i,80} = VAB_{bc}f_{jt}^{i,80} \frac{VAB_{m}pm_{jt}^{i,80}}{VAB_{mc}f_{jt}^{i,80}}, \quad t = 1980, \dots, 1993. \quad (5)$$

Con anterioridad a 1980, el problema es ligeramente más complicado ya que sólo se dispone de información del ratio entre el valor añadido bruto a precios de mercado y a coste de los factores a nivel nacional. Tratando de utilizar eficientemente la información de la que se dispone, este cociente a nivel regional se ha estimado tomando como punto de partida el observado para cada sector en 1980 y suponiendo que la evolución es semejante a la

¹² Dado que uno de los objetivos de este trabajo es ampliar la BD.MORES al periodo 1964-79 no se ha procedido a utilizar deflaciones más complejas. Por ejemplo, en la BD.MORES se dispone de deflatores desde 1980 para 17 ramas productivas. Igualmente Cordero y Gayoso (1996) estiman desde 1980 deflatores regionales para la agricultura y construcción. Es preciso tener en cuenta que las comparaciones que se llevan a cabo desde 1981 a 1993 entre la BD.MORES y la DPRN en términos reales utilizan dos sistemas de deflación distintos, en aras a mantener la consistencia interna de la DPRN en pesetas constantes durante todo el periodo.

observada a nivel nacional. En concreto:

$$\frac{\widehat{VAB_{mpm}}_{jt}^{i,80}}{VAB_{mcf}_{jt}^{i,80}} = \left(\frac{VAB_{mpm}_t^{i,80}}{VAB_{mcf}_t^{i,80}} \right) \left(\frac{VAB_{mpm}_{j80}^{i,80} VAB_{mcf}_{80}^{i,80}}{VAB_{mcf}_{j80}^{i,80} VAB_{mpm}_{80}^{i,80}} \right),$$

(6)

El primer término del lado derecho de la expresión anterior recoge la evolución del cociente entre el *VAB* a precios de mercado y a coste de los factores a nivel nacional, mientras que el segundo término ajusta su nivel en función de las diferencias observadas en dicho ratio en cada una de las regiones en relación al total nacional, en el primer año para el que se dispone de dicha información, es decir, en 1980.¹³ Así pues, para el periodo 1964-1979 el *VAB* a precios de mercado se ha estimado como:

$$VAB_{bpm}_{jt}^{i,80} = VAB_{bcf}_{jt}^{i,80} \frac{\widehat{VAB_{mpm}}_{jt}^{i,80}}{VAB_{mcf}_{jt}^{i,80}}, \quad t = 1964, \dots, 1979. \quad (7)$$

Una vez estimado el valor añadido bruto a coste de los factores y a precios de mercado en términos reales, puede realizarse una primera valoración de las implicaciones que tiene trabajar con variables reales en lugar de nominales. Para poder comparar ambos tipos de magnitudes se han utilizado las participaciones originales en términos nominales de la Fundación BBV para estimar un valor añadido bruto a coste de los factores a nivel regional, que proporciona una ordenación relativa idéntica a la que se obtendría de aplicar el mismo deflactor para todas las comunidades a las series originales. Para facilitar las comparaciones con los resultados que se obtienen en la sección siguiente, y puesto que el interés fundamentalmente consiste en analizar las posiciones relativas, estas participaciones nominales se han aplicado directamente a la serie de *VAB* a coste de los factores del MOISEES. Utilizando

¹³ Se ha comprobado que este ratio permanece constante en todos los sectores de las distintas regiones desde 1980 hasta la implantación del IVA. A partir de este momento, sigue sin variar en construcción y servicios, pero sí ligeramente en industria y agricultura. En la medida que estas variaciones puedan deberse al cambio en la fiscalidad que supuso el IVA, no parece que utilizar como punto de partida el ratio en 1980 tenga implicaciones importantes, máxime si se tiene en cuenta el procedimiento utilizado en Dabán *et al.* (1998), en cuanto a la relación entre las magnitudes a coste de los factores y a precios de mercado.

la definición de la ecuación (3) para el conjunto de los sectores, esta nueva variable, que se denominará $VAB_n cf_{jt}^{80}$, se define como:

$$VAB_n cf_{jt}^{80} \equiv v_{jt} VAB_m cf_t^{80}. \quad (8)$$

En resumen, la comparación para cada región entre la variable $VAB_n cf_{jt}^{80}$, que utiliza un deflactor común para todas las regiones y sectores, y la variable $VAB_b cf_{jt}^{80}$, que utiliza un deflactor diferente para cada uno de los cuatro sectores considerados y, por lo tanto, distinto para el valor añadido bruto total en cada región debido a la diferente estructura sectorial, da una idea de la importancia que tiene efectuar la corrección en términos reales.¹⁴ Lógicamente, a medida que aumenta la distancia respecto al año base las diferencias existentes entre ambas variables tienden a aumentar, razón por la cual se ha elegido el inicio del periodo muestral para efectuar estas comparaciones.

En el Gráfico 1 se ha representado el VAB a coste de los factores en términos per capita para facilitar las comparaciones al corregir por un indicador de escala. En general, la correlación entre ambas variables es muy elevada (igual a 0.976), pero aparecen algunos cambios interesantes para determinadas comunidades. En particular, la utilización de un deflactor específico para cada región aumenta el VAB a coste de los factores en un 13 y en 8 por ciento en el caso de Madrid y Baleares, respectivamente, mientras que lo disminuye en La Rioja y en Castilla-La Mancha en un 12 y 10 por ciento. Estos cambios hacen que Madrid pase del tercer al primer puesto en el ranking de regiones, por delante de Cataluña y el País Vasco. Los cambios en las posiciones también afectan por un lado a Asturias, la Comunidad Valenciana y Aragón, y por otro, a Andalucía y Castilla-La Mancha.

Este resultado es consecuencia de que el índice de precios de los servicios y construcción ha sido el que más ha crecido en el periodo 1964-80, mientras que el de los productos agrícolas ha evolucionado más suavemente. De esta forma, las regiones más especializadas en servicios y construcción a lo largo de este periodo partían de un nivel de precios inferior en 1964, lo que incrementa su valor añadido inicial en términos reales (Madrid y Baleares).

¹⁴ No obstante, en ambos casos se respeta la restricción de que la suma del VAB a coste de los factores de cada una de las regiones es igual al VAB a nivel nacional del MOISEES.

Lo contrario ocurre en La Rioja y en Castilla-La Mancha. A partir de 1980, las discrepancias en la evolución de los deflatores se acentúa, sobre todo a partir de los últimos años ochenta, cuando se estabilizan los precios agrícolas, mientras que los de servicios crecen muy por encima de los de construcción e industria. Aunque en 1993 no se observan cambios tan importantes en el ranking, en las tres regiones más especializadas en servicios (Baleares, Madrid y Canarias) la utilización de un deflactor específico para cada región disminuye el *VAB* a coste de los factores respecto a la utilización de un mismo deflactor para todas las regiones.

Por su parte, en el Gráfico 2 se ha representado la desviación típica del logaritmo del *VAB* al coste de los factores en términos per capita para las dos alternativas que estamos analizando. En cuanto a la variable VAB_{ncf}^{80} , este gráfico es equivalente al que aparece en De la Fuente (1996) y Mas *et al.* (1994) en el sentido de que utiliza un deflactor común para todas las regiones. Como puede apreciarse, la disminución de la desviación típica es más intensa cuando se utilizan deflatores distintos para cada región y, en particular, la ralentización en la disminución de las disparidades a partir de 1980 resulta menos evidente, lo que parece indicar que la composición sectorial y la distinta evolución de los precios relativos en cada uno de ellos desempeña un papel importante a la hora de establecer comparaciones intertemporales tal y como, desde otra perspectiva, también han apuntado Raymond y García (1994), De la Fuente (1996) y Escribá y Murgui (1998).

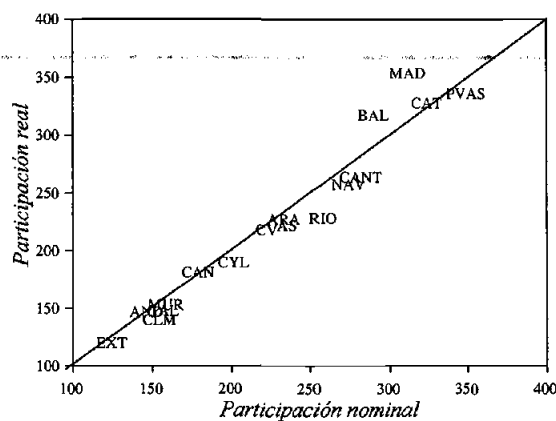


Gráfico 1: Valor añadido bruto al coste de los factores per capita en 1964, utilizando las participaciones nominales originales de la Fundación BBV y las participaciones reales estimadas.

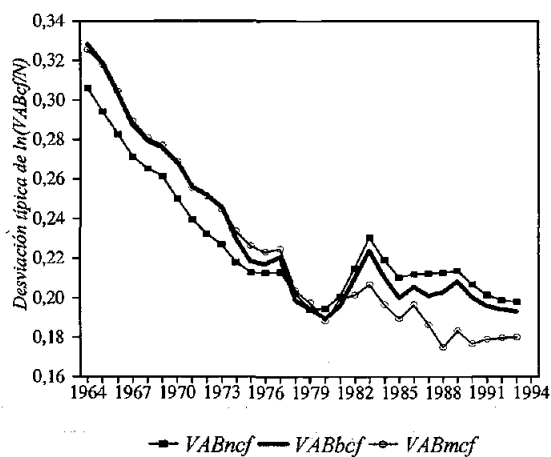


Gráfico 2: Evolución de la desviación típica del logaritmo del valor añadido bruto al coste de los factores en términos per capita utilizando las participaciones nominales originales de la Fundación BBV, las participaciones reales estimadas y la BD.MORES.

3. El valor añadido bruto en términos reales con datos de la BD.MORES: 1964-1993.

La BD.MORES utiliza como información básica la que suministra la CRE, que como es bien sabido no ofrece información en términos reales. No obstante, las series homogéneas del *VAB* a precios de mercado construidas por el INE tratan de corregir la distorsión que supuso la implantación del IVA en 1986 mediante la introducción de la línea fiscal homogénea, lo que en cierto sentido supone una alteración de la realidad fiscal en los años anteriores a la implantación del impuesto. La BD.MORES adopta un enlace alternativo, respetuoso con los diferentes sistemas impositivos de cada periodo, tal como se propone en Díaz y Taguas (1995), del *VAB* a precios de mercado por ramas de actividad a R-17 tanto a precios corrientes como constantes de 1980, suponiendo que la variación de los deflatores por ramas de actividad es igual en todas las regiones, lo que dado el grado de especialización productiva espacial conduce a diferentes deflatores por CC.AA..

En lo que se refiere al *VAB* a coste de los factores, en la BD.MORES se elaboran series desagregadas sectorial y regionalmente a precios constantes procediendo de la siguiente forma. En primer lugar, se enlazan los *VAB* a coste de los factores y a precios corrientes para las 17 ramas de actividad, calculándose a continuación para cada año y rama el cociente entre el *VAB* a precios de mercado y a coste de los factores, obteniéndose un índice de los impuestos netos de subvenciones. A partir de los deflatores de los *VAB* a precios de mercado de cada rama y este índice de fiscalidad, se obtienen los deflatores por ramas de los *VAB* a coste de los factores. Por último, suponiendo que la evolución de los deflatores del *VAB* a coste de los factores es igual por CC.AA., se obtienen los *VAB* a coste de los factores regionales a precios constantes.¹⁵

La información que suministra la Fundación BBV presenta importantes diferencias con la de la Contabilidad Regional, aspecto que ya ha sido destacado en diferentes ediciones de la DPRN, así como en otros trabajos (Mas *et al.* (1994), De la Fuente (1994) y Alcaide (1996 y 1997)). En la medida en la que la BD.MORES respeta la información de la Contabilidad Regional, estas diferencias se mantienen en esta base de datos. A modo de síntesis,

¹⁵ Para mayor detalle véase Dabán *et al.* (1998).

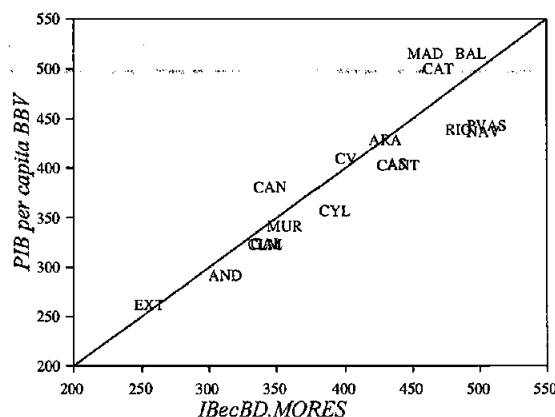


Gráfico 3: Valor añadido bruto al coste de los factores en 1980 en términos per capita.

en el Gráfico 3 se recogen las principales diferencias entre los valores añadidos brutos al coste de los factores en términos per capita en 1980, año a partir del cual empieza la Contabilidad Regional, cuando se utiliza la variable $VAB_{bc}f^{80}$ que se ha obtenido en la sección anterior y su análoga en la BD.MORES, es decir, la variable $VAB_{mc}f^{80}$. Aunque la correlación entre ambas variables es bastante elevada (igual a 0.893), existen claras diferencias en las posiciones de algunas regiones. Los cambios más importantes se producen en el extremo superior de la muestra. En concreto, las comunidades de Madrid, Cataluña y Baleares pasan a tener un VAB a coste de los factores menor en términos relativos a La Rioja, Navarra y País Vasco cuando se utilizan los datos de la Contabilidad Regional.¹⁶

El análisis a nivel sectorial arroja alguna información sobre el origen de estas diferencias. En el Gráfico 4 se ha representando el VAB per capita de la industria a coste de los factores en 1980 en términos reales. La correlación entre ambas variables es muy elevada (igual a 0.969), pero se observa

¹⁶ Ciertamente DPRN no ofrece estimaciones para 1980 sino para 1979 y 1981. Los comentarios que siguen, referidos a los valores estimados en este trabajo sobre DPRN para 1980, se han comprobado también para 1981 con los datos originales en términos nominales de las dos fuentes de datos.

claramente que en términos relativos los datos de la BD.MORES son más favorables para el País Vasco, Navarra y La Rioja. Por su parte en el Gráfico 5 se aprecia que el tratamiento más favorable en términos relativos de Madrid y Cataluña con los datos de la Fundación BBV se debe principalmente a las diferencias que se observan en el *VAB* al coste de los factores en el sector servicios.¹⁷

Las diferencias que se acaban de mostrar sirven para dar una idea de las implicaciones que tiene utilizar una u otra fuente de información. Sin embargo, de la comparación de ambas fuentes no se desprende una clara superioridad de alguna de ellas. En estas circunstancias parece lícito preguntarse en qué medida se puede utilizar la información que suministra la Fundación BBV para estimar la evolución de algunos de los agregados de la BD.MORES con una periodicidad anual para los años anteriores a 1980. En la medida en la que en la propia BD.MORES se dispone de información sobre stocks de capital público, así como sobre flujos de inversión, compatibles a nivel nacional con la base de datos de MOISEES, la disponibilidad de series a partir de 1964 sobre el *VAB* a coste de los factores o a precios de mercado tiene un interés evidente. A continuación se detalla cómo se ha realizado el enlace entre la BD.MORES y la DPRN de la Fundación BBV.

Para el enlace que se va a llevar a cabo, la hipótesis mantenida es que a partir de 1980 las series resultantes de valores añadidos brutos a nivel sectorial y regional van a ser las mismas que las originales en la BD.MORES, por lo que únicamente cabe preocuparse de la evolución de las variables desde 1964 hasta 1980. Adicionalmente se impone la restricción de que la agregación de las series regionales debe proporcionar un nivel nacional idéntico al del MOISEES. A pesar de esta última restricción existen múltiples alternativas para

¹⁷ Existen importantes discrepancias entre ambas bases de datos, incluso a nivel nacional en términos nominales, entre los distintos sectores productivos lo cual afecta a las distintas regiones dependiendo de su especialización. No es de extrañar que las discrepancias se agudicen a nivel sectorial cuando los sectores nacionales se distribuyen regionalmente. No obstante, las discrepancias que se observan en los primeros años ochenta son debidas principalmente a los sectores industrial y de servicios, y a medida que transcurre el tiempo van reduciéndose las diferencias entre las dos bases de datos en estos sectores y tomando importancia desde finales de los ochenta las discrepancias en el sector agrícola. Esto último es consecuencia de que la DPRN, a diferencia de la CRE, utiliza la información de las correspondientes Consejerías de Agricultura de las respectivas autonomías lo que conduce a valores apreciablemente superiores.

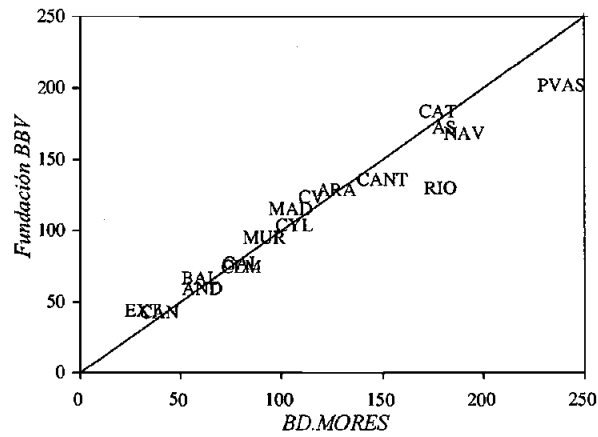


Gráfico 4: Valor añadido bruto per capita de la industria al coste de los factores en 1980 en términos reales.

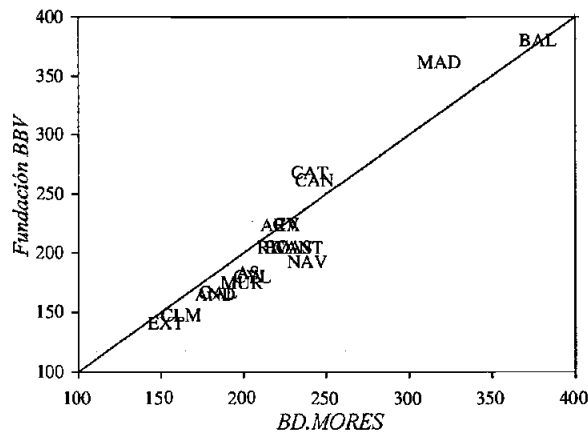


Gráfico 5: Valor añadido bruto per capita de los servicios al coste de los factores en 1980 en términos reales.

realizar el enlace, por lo que únicamente se consideran a continuación las dos posibilidades extremas:

1. A partir de las participaciones regionales observadas en 1980 en la BD.MORES, básicamente se utilizan las tasas de crecimiento observadas entre 1964 y 1980 en los datos de la Fundación BBV, que se ajustan para permitir la restricción sobre el agregado nacional.
2. A medida que nos alejamos de 1980, se van ajustando las participaciones regionales para que en 1964 coincidan con las obtenidas en la sección anterior para la variable $VAB_{bc}f^{80}$.

La primera alternativa implica la estimación en primer lugar de los valores añadidos a coste de los factores a nivel regional para cada uno de los cuatro sectores considerados. Utilizando las definiciones de la sección anterior, en particular la ecuación (2), se tiene que:

$$VAB_{mc}f_{jt}^{i,80} = (v_{jt}^i VAB_{mc}f_t^{i,80}) \left(\frac{VAB_{mc}f_{j,80}^{i,80}}{VAB_{mc}f_{80}^{i,80}} \right) \frac{1}{v_{j,80}^i}, \quad t = 1964, \dots, 1979 \quad (9)$$

El primer término entre paréntesis distribuye regionalmente el VAB a coste de los factores en términos reales a nivel nacional del MOISEES en los cuatro sectores considerados, utilizando las participaciones regionales y sectoriales de la Fundación BBV. Los dos términos siguientes corrigen esta distribución para garantizar que en 1980 las participaciones regionales en cada uno de los sectores sean idénticas a las observadas en la BD.MORES, ya que como se mostró en los Gráficos 4 y 5, en general se cumple que:

$$\frac{VAB_{mc}f_{j,80}^{i,80}}{VAB_{mc}f_{80}^{i,80}} \neq v_{j,80}^i$$

Las variables obtenidas con la ecuación (9) se ajustan para que se cumpla la restricción a nivel nacional, es decir,

$$VAB_{mc}f_t^{i,80} = \sum_j VAB_{mc}f_{jt}^{i,80} \quad (10)$$

Por último, utilizando una ecuación análoga a (7) a partir de las series de VAB a coste de los factores que se acaban de obtener, puede calcularse

la correspondiente estimación del VAB a precios de mercado para cada una de las regiones a lo largo del periodo 1964-1979.

Por lo que respecta a la segunda alternativa anteriormente apuntada, sólo es necesario calcular una combinación lineal de las variables en términos reales obtenidas en la sección anterior para la Fundación BBV y las que se acaban de estimar utilizando la ecuación (9), de manera que sus pesos varían a lo largo de los 17 años que comprenden el periodo muestral 1964-1980. En concreto, denominando $VAB_{bmc}f^{80}$ a la variable resultante se tiene que:

$$VAB_{bmc}f_{jt}^{i,80} = \frac{17-s}{17} VAB_bcf_{jt}^{i,80} + \frac{s}{17} VAB_mcf_{jt}^{i,80}, \quad (11)$$

en donde $s = 1, \dots, 17$ y $t = 1964, \dots, 1979$, de manera que se satisface la restricción impuesta en (10).

En el Gráfico 2 se ha representado la evolución de la desviación típica del logaritmo del VAB a coste de los factores en términos per capita que resulta de utilizar la ecuación (9). Como puede apreciarse, hasta 1979 la evolución de esta variable es prácticamente idéntica a la que se obtuvo para los datos de la FBBV en términos reales. Sin embargo, a partir de 1980 se observa que la convergencia entre las regiones ha sido más intensa cuando se utilizan los datos de la CRE en lugar de los de la FBBV. Cuando se utiliza la segunda alternativa (que no se ha representado en el Gráfico 2) descrita en la ecuación (11) la evolución de la desviación típica no ofrece ninguna diferencia con la obtenida con el $VAB_{bmc}f$ a partir de 1980, mientras que su evolución termina siendo idéntica a la variable VAB_bcf al aproximarse a 1964, debido al procedimiento utilizado en su construcción.

4. Implicaciones de la utilización de magnitudes reales y de las distintas bases de datos sobre el crecimiento de las regiones

En la medida que los datos de la Fundación BBV han sido utilizados en un amplio conjunto de trabajos sobre el crecimiento económico en las provincias y regiones españolas, parece razonable analizar algunas de las implicaciones de utilizar macromagnitudes en términos reales en lugar de nominales, tal y como ha sido norma hasta el presente. Esta sección no pretende analizar la evidencia empírica sobre crecimiento y convergencia de una manera pormenorizada, que el lector interesado puede consultar en los trabajos de Dolado *et al.* (1993), De la Fuente (1996, 1997a), Mas *et al.* (1994) y Raymond y García (1994), sino más bien realizar un análisis de sensibilidad de algunos de los resultados básicos de esta literatura ante cambios en los datos utilizados y, por lo tanto, ilustrar las consecuencias de emplear distintas bases de datos con las herramientas empíricas comúnmente aplicadas.

En la sección anterior, ya se han analizado las diferencias a que da lugar el uso de las distintas alternativas del *VAB* a coste de los factores en términos per capita en lo que se refiere a la evolución de su desviación típica, comúnmente conocida como σ -convergencia, a lo largo del periodo 1964-1993. En esta sección se prestará una mayor atención a las diferencias entre regiones en las tasas de crecimiento, para lo cual nos centraremos en la estimación de ecuaciones de convergencia en su versión más sencilla. Al excluir de este análisis otro tipo de variables se pretende que las diferencias observadas entre las bases de datos utilizadas sean lo más transparente posibles.

En los Gráficos 6 y 7 se ha representado la evidencia sobre β -convergencia durante el periodo 1964-1993, de una manera alternativa a la comúnmente utilizada, que da también idea de la persistencia en las rentas relativas de cada región, tal y como han sugerido Andrés y Doménech (1996) y Gardeazábal (1996). Para ello se han seleccionado como puntos de corte la media del logaritmo del *VAB* per capita a coste de los factores y más/menos su desviación típica. Este procedimiento permite comprobar si el *VAB* per capita han convergido o se han polarizado al final del periodo analizado. En el caso de que la convergencia hubiera sido muy intensa se debería observar que las regiones habrían cambiado de grupo para concentrarse en torno a la media, mientras que si la distribución se hubiera polarizado se debería observar que las re-

giones habrían transitado hacia grupos con niveles de VAB per capita más alejados de la media. Así pues, aunque se centra la atención únicamente en los extremos del periodo analizado, esta manera de presentar la evidencia sobre convergencia o persistencia proporciona una información más completa que la que se ha presentado anteriormente en el Gráfico 2.

Adicionalmente, la información que contienen los Gráficos 6 y 7 es análoga a la de la matriz de transición de probabilidades propuesta por Quah (1993), y que para la economía española han utilizado Dolado, González-Páramo y Roldán (1994), Gardeazábal (1996) y Lamo y Dabán (1998). La recta que corta a la diagonal representa los valores ajustados del VAB per capita en 1993 utilizando el nivel de 1964 como regresor, de manera que la comparación de su pendiente con la de la diagonal del gráfico da una idea del proceso de β -convergencia en términos absolutos.¹⁸ En particular, con los datos de la FBBV en términos reales la pendiente de la recta de regresión es igual a 0.55 (t -ratio igual a 6.41 y el $R^2 = 0.73$) mientras que cuando se utiliza la variable VAB_{bmcf} la pendiente es igual a 0.50 (t -ratio igual a 8.57 y el $R^2 = 0.83$). Por lo tanto, de la comparación de ambos gráficos se puede concluir que la β -convergencia ha sido más intensa (un 25 por ciento) y la movilidad mayor cuando se utilizan los datos de VAB en términos reales elaborados para la BD.MORES.

Los gráficos anteriores dan una idea de la persistencia a nivel regional en términos del VAB per capita a coste de los factores. Sin embargo, las regiones no tienen idénticas estructuras de la población por grupos de edad, ni las mismas tasas de participación o de desempleo. Por lo tanto, la variable que se ha utilizado hasta ahora sólo proporciona una información de tipo socioeconómico, sin duda muy valiosa, en la que las características productivas quedan de alguna manera ensombrecidas por factores como los que se acaban de mencionar. Esta es una de las razones por la que en muchos trabajos referidos a las regiones o provincias españolas se ha utilizado la productividad como variable relevante. Para facilitar la comparación con esos trabajos, el análisis de las implicaciones de utilizar deflatores a nivel regional y distin-

¹⁸ Cuando los niveles de VAB per capita convergen la pendiente de la recta de regresión es menor que la pendiente de la diagonal. En el caso extremo en el que todas las regiones hubieran convergido al mismo nivel la recta de regresión sería horizontal, de manera que el nivel inicial sería un mal predictor del nivel final (ausencia de persistencia).

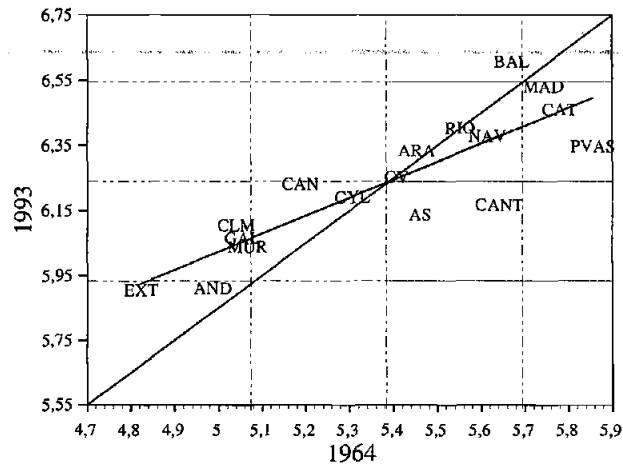


Gráfico 6: Persistencia en el VAB_{ncf} per capita.

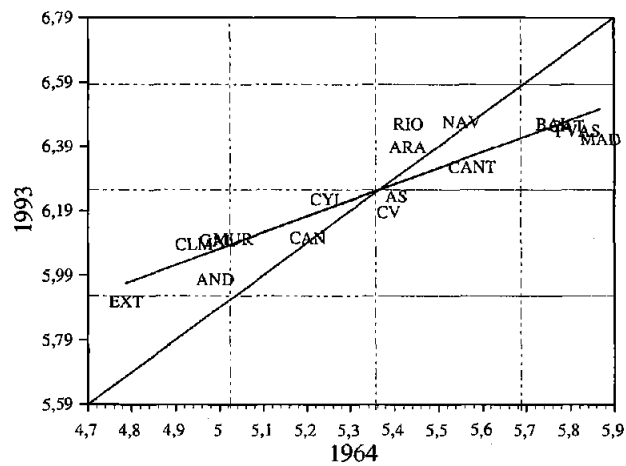


Gráfico 7: Persistencia en el VAB_{bmf} per capita.

estas bases de datos sobre el crecimiento que se presenta a continuación utiliza el VAB a coste de los factores por ocupado.

En el Cuadro 1 aparecen los resultados de estimar con datos de corte transversal para las 17 CC.AA. la ecuación de β -convergencia absoluta en su versión no lineal:

$$\frac{\ln y_{t+s} - \ln y_t}{s} = \alpha - (1 - e^{-\beta s}) \ln y_t, \quad t = 1964, s = 29 \quad (12)$$

donde β mide la velocidad de convergencia y la variable y es el VAB a coste de los factores por ocupado para cada una de las cuatro alternativas posibles.¹⁹ En la primera columna se utiliza la variable VAB_{ncf} en la definición de la tasa de crecimiento de la productividad, que utiliza el mismo deflactor a nivel nacional para cada una de las regiones. Como puede apreciarse, se obtiene un ajuste similar al de otros estudios con un coeficiente de convergencia igual a 2.5 por ciento. Siguiendo la propuesta de De la Fuente (1997b), en la segunda columna se añade como regresor la tasa de crecimiento del deflactor del VAB para cada región en términos relativos al del agregado nacional (g_p).²⁰ Dicha variable resulta ser bastante significativa y mejora apreciablemente el ajuste de la regresión, lo que indica claramente la necesidad de tener en cuenta el hecho de que los precios relativos entre las distintas regiones han sufrido modificaciones importantes debido a cambios en la estructura productiva. En la tercera columna se sigue utilizando la misma variable dependiente, pero se utiliza la variable VAB_bcf en la definición del regresor. Los resultados de esta estimación permiten aceptar la hipótesis de que el coeficiente de la variable g_p es igual a la unidad ($\alpha_{g_p} = 1$), o en otras palabras, que debe estimarse la ecuación de convergencia utilizando en la definición de la variable dependiente el VAB_bcf , tal y como se efectúa en la cuarta columna, en la que β es ligeramente superior (3.1 por ciento) al

¹⁹ En Barro y Sala-i-Martin (1995) puede encontrarse una amplia discusión sobre este tipo de regresiones.

²⁰ En concreto, la variable se ha definido como:

$$g_p = \frac{1}{s} \left(\ln \left(\frac{VAB_{ncf}}{VAB_bcf} \right)_{t+s} - \ln \left(\frac{VAB_{ncf}}{VAB_bcf} \right)_t \right)$$

valor estimado en la columna [1]. Por último, en las columnas [5] y [6] se estima la ecuación de convergencia absoluta utilizando las variables VAB_{mcf} y VAB_{bmcf} respectivamente, aumentando de nuevo tanto el coeficiente de convergencia, que alcanza el 3.6 por ciento, como el ajuste de la regresión, que se sitúa entre 0.93 y 0.94. Por lo tanto, con datos de corte transversal, la utilización de deflatores distintos para cada región en lugar un deflactor común para todas las regiones (es decir, utilizar VAB_bcf en lugar de VAB_ncf) tiene unas consecuencias similares sobre el coeficiente de convergencia y el ajuste de la regresión al cambio en el origen de los datos (por ejemplo, utilizar VAB_{bmcf} en lugar de VAB_bcf), aumentando el coeficiente de convergencia en un 11 por ciento y reduciendo el porcentaje no explicado de la varianza de la tasa de crecimiento.

En el Cuadro 2 se estima de nuevo la ecuación de convergencia, pero utilizando datos anuales, lo que permite estimar la magnitud de los efectos individuales correspondientes a cada región, en línea con los trabajos de De la Fuente (1997a) y Canova y Marcet (1995), quienes proponen utilizar las desviaciones de las variables con respecto al promedio muestral en cada uno de los periodos considerados, es decir,

$$(\ln y_{t+1} - \ln y_t)_i - \frac{1}{17} \sum_{i=1}^{17} (\ln y_{t+1} - \ln y_t)_i = \alpha_i + (1 - e^{-\beta}) \left(\ln y_{t-1} - \frac{1}{17} \sum_{i=1}^{17} \ln y_{t-1} \right), \quad (13)$$

lo que es equivalente a estimar la ecuación de convergencia incluyendo efectos individuales y temporales simultáneamente. En las cuatro primeras columnas se ha estimado la ecuación (13) sin incluir efectos individuales, es decir, imponiendo que $\alpha_i = 0, \forall i$. Como puede apreciarse, de nuevo se observa el mismo patrón en la estimación del coeficiente de convergencia que con datos de corte transversal. Tanto cuando se utiliza un deflactor específico para cada región como cuando se pasan a utilizar los datos de CRE para el periodo 1980-93 aumenta la velocidad de convergencia, que oscila entre el 2.6 y el 4.1 por ciento. Cuando se incluyen efectos individuales (columnas [5] a [8]), el ajuste de la ecuación de convergencia mejora bastante, aunque ahora este patrón en el cambio del coeficiente β no resulta tan claro, ya que al pasar de la columna [5] a [6] disminuye, pero aumenta cuando se

Cuadro 1
Convergencia Absoluta. Datos de corte transversal

| Variable | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] |
|-------------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| Constante | 0.15 (8.88) | 0.18 (13.9) | 0.18 (14.5) | 0.17 (14.4) | 0.17 (18.9) | 0.18 (17.9) |
| $\ln y_{64}$ | 0.025 (4.39) | 0.035 (6.43) | 0.034 (6.76) | 0.031 (6.77) | 0.033 (8.86) | 0.036 (6.87) |
| g_p | | 0.77 (3.25) | 1.21 (5.30) | | | |
| $\chi^2(1), \alpha_{g_p} = 1$ | | | 0.87 | | | |
| Nivel sign. (%) | | | 35.2 | | | |
| R^2 | 0.641 | 0.855 | 0.863 | 0.876 | 0.938 | 0.931 |
| $\hat{\sigma}_u$ | 0.0035 | 0.0024 | 0.0023 | 0.0023 | 0.0016 | 0.0018 |
| N. Obs. | 17 | 17 | 17 | 17 | 17 | 17 |
| Vble. en $\Delta \ln y$ | $VAB_{n cf}$ | $VAB_{n cf}$ | $VAB_{n cf}$ | $VAB_{b cf}$ | $VAB_{m cf}$ | $VAB_{bm cf}$ |
| Vble. en $\ln y_{64}$ | $VAB_{n cf}$ | $VAB_{n cf}$ | $VAB_{b cf}$ | $VAB_{b cf}$ | $VAB_{m cf}$ | $VAB_{bm cf}$ |

Periodo Muestral: 1964-1993. Estimación no lineal de la ecuación (12).

empiezan a utilizar los datos de CRE (columnas [7] y [8]).²¹ En ninguna de las especificaciones se puede aceptar la exclusión de los efectos individuales como pone de manifiesto el elevado valor de estadístico χ^2 para esta restricción, aunque su valor disminuye bastante al comparar las columnas [5] y [6].

Resulta interesante comprobar que a medida que se pasa de la columna [5] a la [8] disminuye la dispersión de los efectos individuales estimados. En la medida que estos efectos individuales pueden estar aproximando los distintos estados estacionarios a los que converge cada región, los cambios observados en la estimación de estos efectos dan una buena idea de las implicaciones que tiene utilizar datos cuyo origen es distinto, así como utilizar diferentes deflatores para cada región. En particular, si se estima una regresión utilizando como variable dependiente el efecto individual estimado en la columna [6] y como regresor el estimado en la columna [5] se obtiene un coeficiente igual a 0.89, es decir, un 11 por ciento del valor estimado de los estados estacionarios cuando se utiliza la variable VAB_{ncf} se deben a la distinta evolución de los deflatores regionales. Cuando la variable dependiente pasa a ser el efecto individual estimado en la columna [8], se obtiene un coeficiente igual a 0.65, por lo que los efectos del cambio de base son aún mayores. En el Gráfico 8 se han representado los efectos individuales estimados con la variable VAB_{ncf} , muy similares a los obtenidos por De la Fuente (1997a) con datos bienales para el periodo 1955-91, frente a los obtenidos cuando se utiliza VAB_{bmcf} . Como puede apreciarse las comunidades de Madrid, Baleares, Canarias, la Comunidad Valenciana y Cataluña salen perjudicadas al pasar de una base a otra en la estimación de sus estados estacionarios, mientras que el País Vasco, Navarra, la Rioja y Cantabria se encuentran entre las regiones beneficiadas.

²¹ El coeficiente estimado de la velocidad de convergencia se sitúa en el rango de valores normalmente estimado en otros trabajos (de la Fuente (1997a), Canova y Marcet (1995) o Caselli, Esquivel y Lefort (1996), cuando se controla por los efectos individuales.

Cuadro 2

Convergencia en las regiones españolas. Datos anuales.

| Variable | [1] | [2] | [3] | [4] | [5] | [6] | [7] | [8] |
|----------------------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| $\ln y_{t-1}$ | 0.026 (4.15) | 0.032 (5.22) | 0.038 (5.55) | 0.040 (5.84) | 0.092 (4.71) | 0.085 (4.39) | 0.093 (4.86) | 0.097 (5.23) |
| σ_{α_i} | | | | | 0.154 | 0.138 | 0.120 | 0.122 |
| $\chi^2(17), \alpha_i = 0$ | | | | | 169.3 | 99.3 | 76.0 | 87.4 |
| Nivel sign. (%) | | | | | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| R^2 | 0.046 | 0.072 | 0.074 | 0.084 | 0.105 | 0.108 | 0.101 | 0.119 |
| $\hat{\sigma}_u$ | 0.023 | 0.023 | 0.025 | 0.025 | 0.023 | 0.024 | 0.025 | 0.025 |
| N. Obs. | 493 | 493 | 493 | 493 | 493 | 493 | 493 | 493 |
| Vble. en $\ln y$ | $VAB_{n,cf}$ | $VAB_{b,cf}$ | $VAB_{m,cf}$ | $VAB_{bm,cf}$ | $VAB_{n,cf}$ | $VAB_{b,cf}$ | $VAB_{m,cf}$ | $VAB_{bm,cf}$ |

Periodo Muestral: 1964-1993. Estimación no lineal de la ecuación (13).

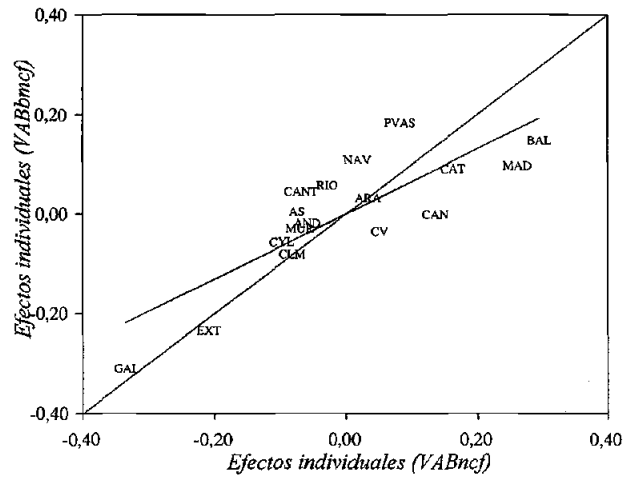


Gráfico 8: Cambios en los efectos individuales (α_i) estimados.

5. Conclusiones

Dado que la especialización y composición sectorial del VAB es tan diferente en las distintas regiones y que los índices de precios de cada uno de los sectores han evolucionado a ritmos tan diversos, a la hora de establecer comparaciones tanto en niveles como en tasas de crecimiento, no resulta neutral analizar el comportamiento de las CC.AA. en términos nominales o utilizar el mismo deflactor para todas las regiones en lugar de realizar dichas comparaciones en términos reales, considerando al menos la distinta evolución de los índices de precios sectoriales y la composición sectorial de cada región.

El cambio estructural que se ha producido en las regiones españolas en el periodo 1964-93 parece haber desempeñado un papel relevante en la convergencia observada. En las comparaciones intertemporales este cambio estructural debe examinarse teniendo en cuenta la distinta evolución de los precios y la composición sectorial de los outputs regionales. Pero para analizar el cambio estructural, así como la dinámica regional en general, el periodo que abarca la CRE y la BD.MORES es excesivamente corto. En estas circunstancias parece lícito utilizar la información que suministra la DPRN para ampliar las series de algunas variables de la BD.MORES con anterioridad a 1980.

Es cierto que existen discrepancias importantes en los años coincidentes entre las series de DPRN y CRE, y por tanto con la BD.MORES, sobre todo en los primeros ochenta. También es cierto que ambas estimaciones van siendo cada vez más parecidas aunque subsisten diferencias apreciables en el sector agrícola. Es de esperar que el necesario seguimiento de la metodología SEC-95 haga que las discrepancias acaben prácticamente desapareciendo. Pero también es cierto que aunque la CRE contenga algunas insuficiencias relativas a la contabilidad regional cerrada, es el soporte informativo oficial para la Administración y para la concesión de una parte importante de las ayudas financieras de la Unión Europea a las regiones. Por esta razón, la preocupación de este trabajo ha consistido en utilizar la información de la DPRN anterior a 1980 pero siempre respetando los agregados nacionales de CNE y las estimaciones de CRE desde 1980.

Algunos de los resultados más interesantes de este trabajo hacen referencia a la sensibilidad de los resultados básicos de la literatura sobre creci-

miento y convergencia a cambios en la fuente de los datos utilizados y en los precios relativos de cada una de las regiones. Así, se ha comprobado que, en las estimaciones de la ecuación de convergencia absoluta con datos de corte transversal, la utilización de deflatores distintos para cada región en lugar un deflator común para todas las regiones aumenta la velocidad de convergencia y el ajuste de la regresión. Algo parecido ocurre cuando se utilizan los datos de CRE para el periodo 1980-93 en lugar de los que proporciona la Fundación BBV para este periodo. Este resultado se confirma cuando se estima la ecuación de convergencia con datos anuales, obteniéndose unas velocidades de convergencia muy similares a las estimadas con datos de corte transversal. Adicionalmente, la utilización de las distintas alternativas del valor añadido bruto en términos reales afecta a la dispersión de los efectos individuales estimados y por lo tanto a la estimación de los distintos estados estacionarios a los que converge cada región.

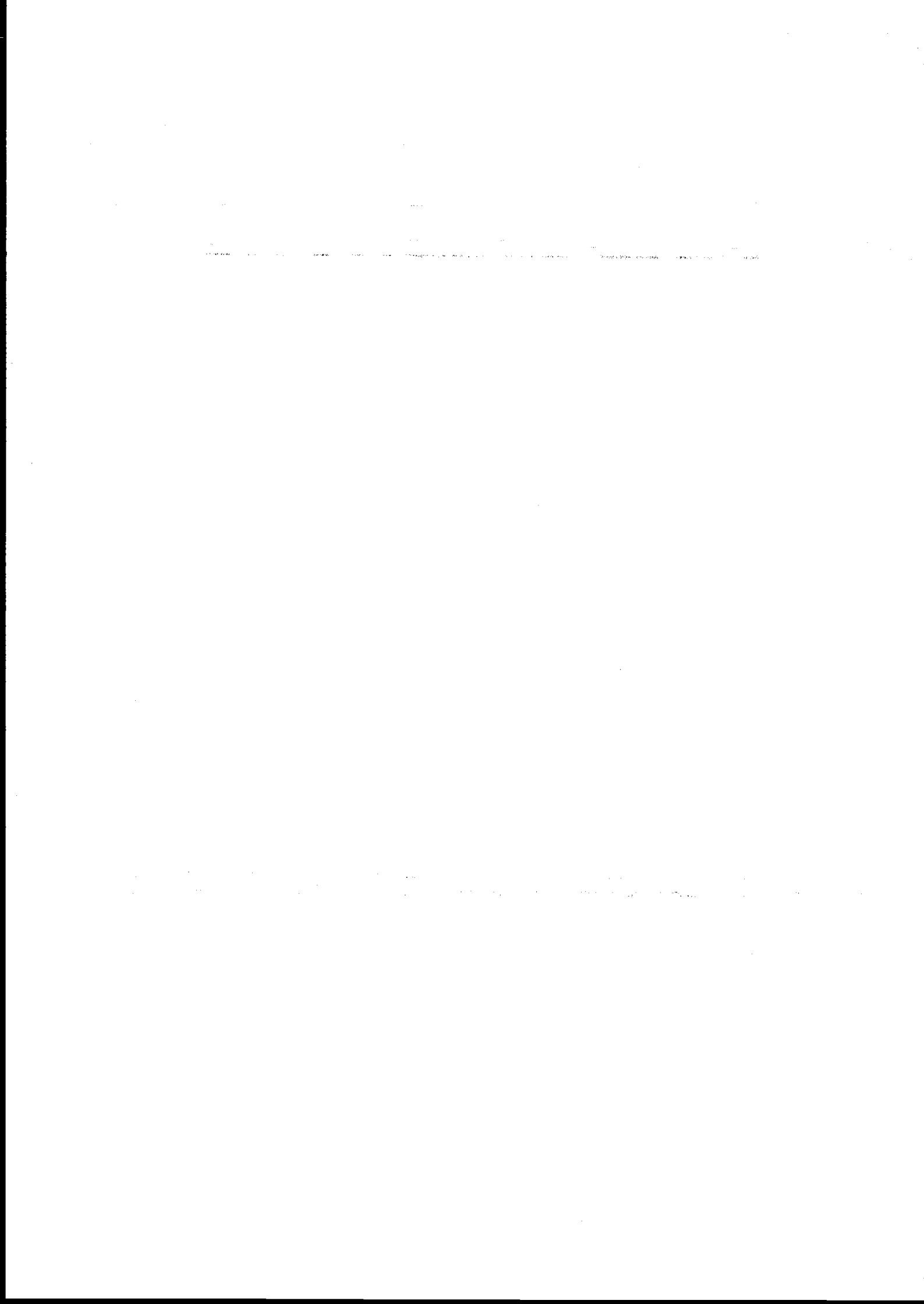
No obstante, pueden plantearse algunos temas pendientes que no han sido tratados en este trabajo. Primero, la conveniencia de obtener deflatores agregados a nivel regional consistentes tanto por el lado de la producción como de la demanda, cuya construcción parece menos compleja que la de contabilidades regionales cerradas similares a las que se elaboran a nivel nacional, tal como ha apuntado Alcaide (1996 y 1997). Segundo, a pesar de utilizar diferentes índices de precios no es posible establecer comparaciones en las que se corrija la existencia de distintos niveles de precios relativos a nivel regional y entre sectores.²² Por último, la estimación de magnitudes reales para el periodo anterior a 1980 puede mejorarse significativamente en la medida que se disponga de una mayor desagregación sectorial que la utilizada en este trabajo, lo cual constituye sin duda un reto importante para todas las instituciones dedicadas a la elaboración de estadísticas, y que facilitará la elaboración de nuevas investigaciones sobre la evolución de la productividad a nivel sectorial y el análisis del cambio estructural de las regiones españolas.

²² El trabajo de Lorente (1992) constituye un primer intento en esta dirección, aunque únicamente se refiere a los precios de consumo.

6. Apéndice: Descripción de los datos disponibles.

A continuación se describen las variables que contiene la hoja de cálculo BBVMORES.WK1, disponible en <http://iei.uv.es/~domenecr/publicaciones.html>. En todos los casos el VAB está expresado en pesetas de 1980.

1. Num: Número de la región en la BD.MORES
2. Nombre de la región y año.
3. VABnfc: VAB total c.f. según la ecuación (8). FBBV 1964-1993.
4. VABbcfA: VAB agricultura c.f.. Ecuación (4). FBBV 1964-1993
5. VABbcfC: VAB construcción c.f.. Ecuación (4). FBBV 1964-1993
6. VABbcfI: VAB industria c.f.. Ecuación (4). FBBV 1964-1993
7. VABbcfS: VAB servicios c.f.. Ecuación (4). FBBV 1964-1993
8. VABbcf: VAB total c.f.. Ecuación (4). FBBV 1964-1993
9. VABbpm: VAB total p.m.. Ecuaciones (5) y (7). FBBV 1964-1993
10. VABmcfA: VAB agricultura c.f.. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (9).
11. VABmcfC: VAB construcción c.f. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (9).
12. VABmcfI: VAB industria c.f.. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (9).
13. VABmcfS: VAB servicios c.f.. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (9).
14. VABmcf: VAB total c.f. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (9).
15. VABmpmA: VAB agricultura p.m.. Enlace FBBV-MORES.
16. VABmpmC: VAB construcción p.m.. Enlace FBBV-MORES.
17. VABmpmI: VAB industria p.m.. Enlace FBBV-MORES.
18. VABmpmS: VAB servicios p.m.. Enlace FBBV-MORES.
19. VABmpm: VAB total p.m.. Enlace FBBV-MORES.
20. VABbmcfA: VAB agricultura c.f.. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (11).
21. VABbmcfC: VAB construcción c.f.. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (11).
22. VABbmcfI: VAB industria c.f.. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (11).
23. VABbmcfS: VAB servicios c.f.. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (11).
24. VABbmcf: VAB total c.f.. Enlace FBBV-MORES. Ecuación (11).
25. Pob: Población. Periodo 1980-93: BD.MORES. Periodo: 1964-79: enlace de la población ocupada de la BD.MORES con las participaciones de cada una de las regiones de la Fundación BBV, que se han aplicado a la serie de población de la base de datos del MOISEES.
26. Ld: Demanda de trabajo. Periodo 1980-93: BD.MORES. Periodo: 1964-79: enlace de la población ocupada de la BD.MORES con las participaciones de cada una de las regiones de la Fundación Bancaixa (Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1995)), que se han aplicado a la serie de ocupados de la base de datos del MOISEES.



7. Bibliografía

- Alcaide, J. (1996): "Contabilidad Regional de las Autonomías Españolas: Un Modelo Simplificado". *Papeles de Economía Española*, 67, 2-45.
- Alcaide, J. (1997): "La Contabilidad Regional Cerrada. Un instrumento necesario para las Autonomías Españolas". *Revista Valenciana d'Estudis Autonòmics*, 21, 265-281.
- Andrés, J. y R. Doménech (1996): "La Convergencia en los Modelos de Crecimiento Económico: una Interpretación de la Evidencia Empírica". *Ekonomiaz*, 35, 15-35.
- Banco Bilbao Vizcaya (varios años): *Renta Nacional de España y su Distribución Provincial*.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1991): "Convergence across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-82.
- Barro, R. y X. Sala-i-Martin (1995): *Economic Growth*. McGraw Hill.
- Canova, F. y A. Marcet (1995): "The Poor Stay Poor: Non-Convergence across Countries and Regions". CEPR Discussion Paper no. 1265.
- Caselli, F. G. Esquivel and F. Lefort (1996): "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics". *Journal of Economic Growth*, 1(3), 363-389.
- Cordero, G. y A. Gayoso (1996): "El Comportamiento de las Economías Regionales en Tres Ciclos de la Economía Española: Primera Explotación de una Serie (1980-1993) del VAB Regional a Precios Constantes (Base 1986) Elaborada a partir de la Contabilidad Regional de España". DGAPP. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Corrales, A. y D. Taguas (1991): "Series Macroeconómicas para el Periodo 1954-88: un Intento de Homogeneización", en Molinas C., M. Sebastián y A. Zabalza (eds.), *La Economía Española. Una Perspectiva Macroeconómica*. Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales.
- Dabán, T., A. Díaz, F.J. Escribá y M.J. Murgui (1998): "La Base de Datos BD.MORES". D-98001. DGAPP. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Dabán, T., R. Doménech and C. Molinas (1997): "International and Intertemporal Comparisons in OECD Countries: A Growth Sensitivity Analysis". *Review of Income and Wealth*, 43(1), 33-48.
- De la Fuente, A. (1995): "Desigualdad Regional en España, 1981-90: Fuentes y Evolución", en Esteban, J.M. y X. Vives (dir.) *Crecimiento y Convergencia Regional en España y Europa*. Instituto de Análisis Económico.
- De la Fuente, A. (1996): "Economía Regional desde una Perspectiva Neo-

- clásica. De Convergencia y Otras Historias". *Revista de Economía Aplicada*, IV, 5-63.
- De la Fuente, A. (1997a): "On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions". Discussion Paper n. 1543. CEPR.
- De la Fuente, A. (1997b): "Algunas Reflexiones sobre el Declive Económico de Asturias". Papers de Treball PT.58.97. Instituto de Análisis Económico. UAB.
- Díaz, A., C. Molinas y D. Taguas (1995): "Una Introducción al Modelo Regional de España (MORES)". D-95007. DGP. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Díaz, A. y D. Taguas (1995): "Desagregación Sectorial y Regional del Valor Añadido. El Grado de Especialización de las Regiones Españolas". D-95008. DGP. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Dolado, J.J., J.L., Gonzalez Páramo y J.M., Roldán (1994): "Convergencia entre las Provincias Españolas". *Moneda y Crédito*, 198, 81-131.
- Escribá, F.J., y M.J., Murgui (1998): "La Productividad Total de los Factores entre Sectores y Regiones en la Economía Española (1980-93)". Mimeo. DGAPP. Ministerio de Economía y Hacienda.
- EUROSTAT (1988): *Sistema Europeo de Cuentas Económicas Integradas SEC*. Luxemburgo.
- Gardeazábal, J. (1996): "Provincial Income Distribution Dynamics: Spain 1967-1991". *Investigaciones Económicas*, XX(2), 263-69.
- INE (1996): *Sistema Europeo de Cuentas Nacionales y Regionales SEC-1995* (Versión no definitiva), Madrid
- Lamo, A. y Dabán, T. (1998): "El Papel de la Inversión Pública en la Convergencia regional de la Productividad del Trabajo". Mimeo. DGAPP. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Lorente, J. R. (1992): "La Dispersión Geográfica de los Salarios". *Síntesis Mensual de Indicadores Económicos*. Ministerio de Economía y Hacienda.
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1993): "Capital Público y Productividad en las Regiones Españolas". *Moneda y Crédito*, 198, 163-192.
- Mas, M., J. Maudos, F. Pérez y E. Uriel (1994): "Disparidades Regionales y Convergencia en las CC.AA. Españolas". *Revista de Economía Aplicada*, 4, vol. II, 129-148.
- Mas, M.; F. Pérez, E. Uriel y L. Serrano (1995): *Capital Humano, Series Históricas, 1964-1992*. Fundació Bancaixa.
- Molinas, C., F. Ballabriga, E. Canadell, A. Escribano, E. López, L. Manzanedo, R. Mestre, M. Sebastián y D. Taguas (1990): *MOISEES. Un*

- Modelo de Investigación y Simulación de la Economía Española*. Antoni Bosch e Instituto de Estudios Fiscales.
- Quah, D. (1993): "Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth". *European Economic Review*, 37, 426-434.
- Raymond J.L. y B.García (1994): "Las Disparidades en el PIB per Capita entre Comunidades Autónomas y la Hipótesis de Convergencia". *Papeles de Economía Española*, 59, 37-58.
- Summers, R y A. Heston (1991): "The Penn World Table (Mark 5). An Expanded Set of International Comparisons 1950-88". *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 327-68.